

环境规制、空间溢出与经济高质量发展

——基于中国省级面板空间杜宾模型的经验研究

乔美华¹

（聊城大学 商学院，山东 聊城 252000；

聊城质量发展研究中心，山东 聊城 252000）

【摘要】：基于 2008—2017 年省级面板数据，在测度经济发展质量的基础上，考察空间相关性，构建空间计量模型，并探析环境规制对经济发展质量的空间外溢效应，结论如下：中国各省份经济发展质量总体不高，时序变化整体呈现小幅震荡态势，区域异质性显著；经济发展质量和环境规制空间自相关特征显著，存在空间集聚效应，表现出“高一高”集聚和“低—低”集聚的“以邻为壑”并“以邻为伴”的现象；环境规制显著促进经济发展质量的提升，政府过多干预并未有效引导经济高质量发展，人口密度增加、人口素质提高均有利于提升经济发展质量，人均水资源总量和绿地覆盖率对经济发展质量的直接效应为正，影响不显著。

【关键词】：环境规制 高质量发展 空间杜宾模型

【中图分类号】：F062.2；X196 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1671-4407(2021)04-147-09

1 问题提出

改革开放 40 多年来，中国经济高速增长。初步核算，2019 年经济总量接近 100 万亿元，GDP 同比增长 6.1%，人均 GDP 也在不断提高。在创新引领、生态文明、转型升级等方面取得了显著成绩，已经接近发达国家经济水平，国际影响力不断增强，这点是毋庸置疑的事实。然而，多年来中国经济粗放式高速增长、GDP 锦标赛的传统思维状态，致使出现了诸如资源要素依赖和环境污染严重等一系列问题。《2018 年环境绩效指数报告》认为中国成为世界上空气污染最严重的 4 个国家之一，仅仅略好于尼泊尔、印度和孟加拉国 3 个严重污染的国家。《中国经济生态生产总值核算研究报告 2018》核算中国 2015 年 GDP 为 72.3 万亿元，生态破坏成本为 0.63 万亿元，污染损失成本为 2 万亿元，生态系统生态调节服务费用为 53.1 万亿元。此外，空气、水资源和土地等生活、生产要素不断被污染，也给国民经济生产、居民生活带来诸多不良的影响。

那么，当前采取人口密集地污染企业外迁、关停中小型污染企业、缩减化石能源使用等为目的的环境规制政策，可以抑制局部地区污染物排放，却势必会以牺牲经济增长为代价，能否实现环境质量与经济增长的双赢？这也一直是国内外学者共同关注的问题。最早研究环境污染与经济增长关系的是 Grossman & Krueger^[1]，他们用人均收入变化的三类效应来解释库兹涅茨曲线的出现。“波特假说”认为，适度的环境规制可以激发企业进行技术创新，并通过“创新补偿效应”促进经济增长^[2-5]。“遵循成本说”认为，环境规制会造成生产要素价格的上涨，并对“生产性”投资产生“挤出效应”，抑制经济增长^[6-7]。对政策制定

作者简介：乔美华，博士，副教授，研究方向为技术创新与区域经济高质量发展。E-mail:qiaomeihua@lcu.edu.cn

基金项目：国家社会科学基金项目“环境规制驱动城市经济高质量发展的机制与路径研究”（19BJY071）

者和其他与监管设计有关的人来说,要正确理解环境规制所带来的成本影响^[8]。

然而,经济系统是若干经济元素结合成的,各元素并非独立的,而是相互联系和作用的有机整体。党的十八届五中全会强调,实现“十三五”时期经济发展目标,必须牢固树立并切实贯彻创新、协调、绿色、开放和共享的发展理念。诸多学者研究了环境规制对创新效率的影响,黄清煌和高明^[9]认为,命令控制型和公众参与型环境规制对节能减排效率的影响呈现倒“U”型结构。金刚和沈坤荣^[10]构建 SLX 模型从本地效应和溢出效应视角将“波特假说”和“污染避难所假说”嫁接起来研究了环境规制对创新效率的空间效应。史贝贝等^[11]研究发现,环境信息披露阻碍区域 FDI 流入。傅京燕和吴丽敏^[12]运用扩展的引力模型分析进出口国环境规制对太阳能行业和风能行业出口深度和广度的影响。童健等^[13]、杨喆等^[14]认为,环境规制对绿色发展的影响显著。也有部分学者研究了环境规制对产业结构、金融结构、经济波动等经济发展协调性的影响,如魏玮和刘婕^[15]、李虹和邹庆^[16]。此外,环境规制也会影响城乡共享、区域共享等^[17]。

不难发现,前沿文献对环境与经济的研究已汗牛充栋,但多集中在研究环境与效率、创新、协调、绿色、开放和共享的单一影响关系,往往忽略了经济高质量发展五大理念是一个彼此之间有联系、成结构的体系,除分别认识理解外,还要整体把握。因此,针对如何破解中国经济发展难题,厚植中国经济发展优势,促进深度贯彻经济发展五大理念。本研究拟从以下几个方面进行拓展:(1)基于经济高质量发展五大理念,界定高质量发展内涵并构建测度评价指标体系,实证测度各省份经济发展质量指数。(2)考虑到国民经济系统既反映内部若干经济元素的相互联系、相互作用,同时又会受到邻区影响等外部因素的影响,采用莫兰指数检验经济高质量发展质量的空間相关性。(3)经济高质量发展的每个发展理念,都对其他发展理念有渗透、有体现,都不会孤立存在,考虑环境规制政策不能顾此失彼,采用空间计量模型考察环境规制对经济发展质量综合指数影响的本地—邻地效应。本文针对历史文献有待拓展的内容,在测度经济发展质量指数的基础上,考察环境规制与经济发展质量的空間关联性,探寻环境规制对经济高质量发展影响的空間外溢效应,并提出相应的环境规制建议。

2 政策背景与模型构建

2.1 政策背景

环境规制是指以保护环境为目的而制定实施各项政策与措施的行为。包括制定各种环境政策、法律法规以及与环境相关的规章制度来制约、控制一系列经济活动,是政府规范和管理环境利用行为,对社会组成部分的经济社会行为进行约束,使其更符合国家利益、公共目标和社会需求的行为。环境政策工具体系通常包括命令型、市场激励型、公众参与型和志愿行动型。

我国经济飞速发展,生态环境保护也在不断探索,本文根据环境规制发展特点大致将其划分为四个阶段:环境规制的起步阶段(1949—1973年)、环境规制的初步发展阶段(1974—1991年)、环境规制的全面发展阶段(1992—2012年)和环境规制的创新发展阶段(2013年至今)。中华人民共和国成立初期环境政策的起步,经历了预防为主、防治结合,谁污染谁治理和强化环境管理的三大政策和八项制度的初步发展。紧接着跨入20年的高速发展阶段,制定并实施可持续发展战略和环境友好型战略。直至发展到当前的环境政策工具创新发展阶段,提出了高质量发展五大核心理念和建设美丽中国的伟大构想。

2.2 模型设计

在社会经济现象的研究过程中,关于截面单元间存在空间交互效应的理论体系得到不断完善和丰富,诸如溢出和集聚效应、网络效应和邻地效应。空间交互效应概念的提出,主要是基于在空间单元之间的社会经济现象或者活动在空間上存在着相互影响的认识与经验,源于群体中个体行为会被这个群体的普遍行为所影响。

Elhorst^[18]将空间交互效应从截面空间模型中拓展至面板空间模型中,设定的面板空间滞后模型(SAR)表达式为:

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + X_{it} \mu + \mu_i + \xi_{it} \quad (1)$$

式中：\$W_{ij}\$ 代表空间权重矩阵；\$\delta\$ 为空间自回归系数；\$\delta\$ 替代为内生滞后项 \$WY\$ 的自回归系数；\$\mu_i\$ 为空间特定效应哑变量，空间特定效应分为随机形式 \$\mu_i\$ 和固定形式两种，随机形式为一个独立并且服从 \$N(0, \sigma_\mu^2 I_n)\$ 均匀分布的随机变量，与误差项 \$\xi_{it}\$ 不相关；固定形式的哑变量 \$\mu_i\$ 为所有空间单元特定效应的常数。

将外生解释变量空间滞后项 \$WX\$ 引入静态面板空间滞后模型 (SAR) 中，拓展为静态面板空间杜宾模型 (SDM)：

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + X_{it} \mu + \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} \phi + \mu_i + \lambda_i + \xi_{it} \quad (2)$$

式中：\$\lambda_i\$ 为传统时间序列模型中的时间特定效应哑变量；修正误差项中存在的空间交互影响，与固定特定效应一样可以分为随机形式和固定形式两种，随机形式的 \$\lambda_i\$ 表示一个独立且服从 \$N(0, \sigma_\lambda^2 I_n)\$ 均匀分布的随机变量，与误差项 \$\xi_{it}\$ 不相关，固定形式的哑变量 \$\lambda_i\$ 表示所有空间单元特定效应的常数；\$\phi\$ 和 \$\mu\$ 为固定未知的参数向量，其他变量含义与式 (1) 相同。

Lesage & Pace^[19] 为了度量和检验空间溢出效应，从求解偏微分的角度去衡量一个区域的因变量 \$X\$ 发生变化的时候对周边区域产生的平均溢出效应，在此基础上认为自变量对因变量的影响可以通过总效应、间接效应与直接效应的概念来表述，总效应表示 \$X\$ 对所有地区造成的平均影响，直接效应表示 \$X\$ 对本地 \$Y\$ 造成的平均影响为直接效应，间接效应表示 \$X\$ 对其他地区 \$Y\$ 造成的平均影响。Elhorst 以不包含哑变量的 \$\lambda_i\$ 和 \$\mu_i\$ 的空间杜宾模型 (SDM) 作为起点，考察自变量对因变量的间接效应和直接效应的大小与性质，重新改写的空间杜宾模型如下：

$$Y = [I - \delta W]^{-1} \alpha + [I - \delta W]^{-1} [X_\mu + WX_\phi] + [I - \delta W]^{-1} \varepsilon \quad (3)$$

因变量 \$Y\$ 关于自变量 \$X\$ 中第 \$k\$ 个变量的偏微分矩阵，通过整理得到如下表达式：

$$\begin{aligned} \left[\frac{\partial Y}{\partial X_{1k}} \dots \frac{\partial Y}{\partial X_{nk}} \right] &= \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{nk}} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \frac{\partial Y_n}{\partial X_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y_n}{\partial X_{nk}} \end{bmatrix} \\ &= [I - \delta W]^{-1} \begin{bmatrix} \mu_k & w_{21} \phi_k & \dots & w_{1n} \phi_k \\ w_{21} \phi_k & \mu_k & \dots & w_{2n} \phi_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} \phi_k & w_{n1} \phi_k & \dots & \mu_k \end{bmatrix} \quad (4) \end{aligned}$$

式中：最右端矩阵对角线上元素的均值即为直接影响，而每列或每行中非对角元素之后的均值即为间接影响 (溢出效应)。在 SDM 模型中，第 \$k\$ 个自变量产生的变化对因变量所导致的直接影响为 \$\mu_k\$，将对相邻地区产生的溢出效应均值定义为 \$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \phi_k / n(n-1)\$。

2.3 变量选择与数据来源

被解释变量也是本研究的核心变量城市经济高质量发展指数(QEGI)，采用经济高质量发展指数测度的结果。核心解释变量环境规制(ER)，运用各省份工业污染治理投资额占国民总产值之比衡量。

控制变量的指标选取。参考相关理论以及文献，选取的控制变量包括政府规模(GOV)、人均水资源总量(WAT)、环境绿化(GRE)、人口密度(HUM)和人口素质(EDU)。学者关于政府规模对经济发展的影响结论众说不一，无论正相关、负相关还是非线性相关，政府规模无疑都对经济发展存在影响，本文考察环境规制对经济发展质量的影响，选择政府规模为控制变量之一，用全年财政支出占GDP的比重来度量。依据不同标准，人口素质(EDU)度量分为以下三种方式：一是按不同受教育年限的人口占比分类^[20]；二是将人力资本结构用劳动者所拥有的技能进行分类^[21]；三是利用受教育年限法计算地区人力资本^[22]。目前的研究中，经常使用“知识禀赋”“受教育程度”“在校人数”等来区分劳动者素质差异，本文采用每十万人人口中高等院校在校人数来表示人口素质的指标变量。环境绿化(GRE)，森林植被会影响区域环境质量，生态系统与经济发展也有着密切的联系，故本文采用城市绿地面积占比来代表环境绿化率，分析环境规制对经济发展质量的影响。人均水资源总量(WAT)，过度开采地下水资源以及水资源被污染，水资源日趋减少，不得不限制工业生产用水量，使生产发展受到影响，因此本文采用人均水资源总量来度量区域水资源丰沛情况，并将其作为控制变量来考察环境规制对经济发展质量的影响。人口密度(HUM)，考虑人口密度会影响区域交通、资源消耗和污染物排放、消费能力等，另外，人口密度也会给区域经济高质量发展提供劳动力、人才资源，所以选择区域人口密度为控制变量之一，采用单位面积土地上居住的人口数衡量。

3 空间效应检验与结果评价

3.1 经济发展质量测度

本文大量阅读经济发展的文献，基于“十三五”规划提出的创新、协调、开放、绿色和共享的五大理念，在分析大量经济发展文献的基础上，通过咨询经济学方面的专家，构建创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展和共享发展 5 个一级评价指标，并分解为 31 项二级评级指标的评级指标体系，如表 1 所示。

表 1 经济发展质量评价指标体系

	一级指标	二级指标
经济发展质量系统	创新发展 B01	RD 经费投入、RD 人员全时当量、技术效率、资本生产率、劳动生产率
	协调发展 B02	城乡结构(二元对比系数、二元反差系数)、产业结构(工业化率、产业结构高级化、产业结构合理化)、投资消费结构(投资率、消费率)、金融结构(贷款余额占比 GDP、存款余额占比 GDP)、增长波动(经济波动、消费者物价指数、生产者物价指数)
	绿色发展 B03	资源消耗(单位地区生产总值能耗)、环境污染(单位产出三废排放)、环境保护(环保支出占比财政支出比重)
	开放发展	贸易依存度(进出口总额占比 GDP)、外商投资(实际利用外商投资额占比 GDP)

	B04	
	共享 发展 B05	城乡共享(城镇人居可支配收入比农村人均可支配收入、城镇居民家庭恩格尔系数、农村居民家庭恩格尔系数)、区域共享(各区域人均 GDP 占比省均 GDP)、公共服务(人均教育支出、人均医疗卫生支出、人均公路和铁路里程、一般公共服务支出占财政支出比重、公共安全支出占财政支出比重)

考虑熵值法求取指标的权重完全由数据本身的关系决定，评价结果具有很强的客观性。本研究采用熵值法计算各评价指标的权重，然后测度得出各省份经济发展质量指数，具体结果整理见表 2。经济区划分采用国务院发展研究中心在 2005 年发表提出的八大综合经济区 12。

中国各省份经济发展质量总体不高，均值仅为 0.379，尚存在较大改善空间。绝大多数省份均出现经济发展质量上升和下降交替更迭的变化特征，只是上升和下降的幅度不尽相同。考察期内，经济发展质量整体呈现“下降→上升→下降”的小幅震荡态势，2008 年、2012 年和 2014 年发展质量相对较好。究其原因可能是 2007 年政府的宏观调控政策取得积极进展，初步形成了三大需求共同拉动经济增长的新格局，才形成了 2008 年的良好态势，中国在面对国内外错综复杂的形势下，国内生产总值超过 30 万亿元，比上年增长 9%，经济增长速度拉动经济增长质量指数提升。接下来，中国经济发展从过快偏热趋向平稳，我国政府开始重视发展循环经济，将电力、煤炭和石油化工等产业纳入循环经济体系之中，大力鼓励发展绿色经济，注重环境保护，才有了 2012 年创新发展、绿色发展齐头并进的良好局面。

表 2 各省份经济高质量发展指数(2008—2017 年)

省份	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2017 年	均值
北京	0.707	0.670	0.653	0.654	0.645	0.603	0.649
上海	0.626	0.684	0.664	0.611	0.627	0.577	0.632
浙江	0.541	0.510	0.550	0.523	0.534	0.498	0.524
天津	0.538	0.512	0.537	0.537	0.521	0.461	0.519
广东	0.497	0.487	0.535	0.517	0.500	0.503	0.506
江苏	0.478	0.472	0.526	0.499	0.534	0.483	0.496
福建	0.454	0.425	0.446	0.435	0.443	0.442	0.439
辽宁	0.378	0.361	0.372	0.366	0.414	0.391	0.375
黑龙江	0.396	0.362	0.366	0.399	0.357	0.350	0.374
海南	0.372	0.329	0.370	0.370	0.397	0.375	0.372
山东	0.375	0.339	0.393	0.367	0.372	0.364	0.367
西藏	0.389	0.387	0.353	0.328	0.341	0.323	0.356
河北	0.365	0.332	0.377	0.369	0.337	0.338	0.353

新疆	0.352	0.392	0.343	0.337	0.339	0.302	0.346
吉林	0.372	0.336	0.349	0.335	0.324	0.316	0.341
山西	0.350	0.314	0.364	0.365	0.318	0.336	0.341
青海	0.349	0.336	0.360	0.317	0.330	0.363	0.338
江西	0.347	0.307	0.355	0.317	0.331	0.335	0.332
安徽	0.351	0.312	0.343	0.323	0.312	0.332	0.329
宁夏	0.357	0.332	0.343	0.331	0.304	0.330	0.328
重庆	0.318	0.283	0.324	0.334	0.360	0.348	0.324
陕西	0.351	0.327	0.303	0.309	0.296	0.327	0.319
内蒙古	0.318	0.316	0.322	0.329	0.307	0.325	0.318
湖北	0.342	0.312	0.321	0.308	0.319	0.325	0.318
河南	0.324	0.294	0.336	0.309	0.294	0.329	0.315
湖南	0.314	0.285	0.332	0.303	0.301	0.328	0.309
四川	0.305	0.265	0.318	0.317	0.302	0.322	0.302
广西	0.295	0.277	0.314	0.299	0.268	0.316	0.300
云南	0.326	0.288	0.306	0.279	0.269	0.316	0.295
甘肃	0.332	0.277	0.289	0.251	0.264	0.308	0.285
贵州	0.274	0.253	0.213	0.216	0.240	0.263	0.244
东部沿海	0.548	0.555	0.580	0.545	0.565	0.519	0.551
北部沿海	0.496	0.463	0.490	0.482	0.468	0.442	0.472
南部沿海	0.441	0.414	0.450	0.441	0.447	0.440	0.439
东北地区	0.382	0.353	0.362	0.366	0.365	0.352	0.363
大西北	0.356	0.345	0.338	0.313	0.315	0.325	0.331
黄河中游	0.336	0.313	0.331	0.328	0.304	0.329	0.323
长江中游	0.339	0.304	0.338	0.313	0.316	0.330	0.322
大西南	0.304	0.273	0.295	0.289	0.288	0.313	0.293
均值	0.394	0.371	0.390	0.387	0.375	0.375	0.379

八大经济区的经济发展质量平均水平由高到低依次是东部沿海、北部沿海、南部沿海、东北地区、大西北、黄河中游、长江中游、大西南。其中，东部沿海省份的经济发展质量是大西南省份的 1.88 倍，经济发展质量省份差异显著，这与西南地区经济相对落后，东部沿海地区的经济相对发达的现实情况相契合。同时，经济发展质量较高的三大沿海经济区经济相比其他省份要发达，而经济相比落后的长江中游、黄河中游和大西南地区其经济发展质量均处于较低水平。形成这一局面的可能原因在于三大沿海经济发达区经济发展速度相对较快，创新效率相对较高，开放程度也更高，形成了三大高质量发展经济区。

3.2 空间依赖性检验

空间计量经济学理论认为，空间依赖性是一个地区空间单元上的某一属性值、经济地理现象与相邻区域空间单元上同一属性值、现象存在一定程度的相关性，空间数据可能存在空间依赖性 or 空间自相关性。为检验这种空间依赖性，经常使用的是 Moran' sI(莫兰指数)统计量检验，它反映出空间滞后项与观测值之间的线性相关程度，计算公式如下：

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (5)$$

式中： $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ， $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ；n 为省份数， Y_i 和 Y_j 表示中国省级经济发展质量指数各地区的观测值； W_{ij} 表示采用邻接标准或距离标准的二进制邻接空间权重矩阵、反距离空间矩阵。

依据随机试验或正态近似推导出的规制，Moran' sI 指数近似服从方差为 $V(I)$ 和期望值为 $E(I)$ 的正态分布，检验统计量为标准化 Z 值，区域间是否存在空间依赖关系可以利用式 (6) 来进行检验。

$$Z = \frac{Moran's I - E(Moran's I)}{\sqrt{VAR(Moran's I)}} \quad (6)$$

$$E(Moran's I) = -\frac{1}{n-1}$$

$$\sqrt{VAR(Moran's I)} = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)} - E_n^2(Moran's I) \quad (7)$$

式 (7) 中： $w_0 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2$ ， $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2$ ， $w_2 = \sum_{i=1}^n (w_{ii} + w_{ji})^2$ ， w_{ij} 、 w_{ji} 分布为空间矩阵 W 中 i 行和 j 列中所有值加总。

Moran' sI 在 $[-1, 1]$ 范围内取值，大于 0，表明相似属性的空间单元全局集聚分布，反应目标区域存在空间正相关性，其值越大集聚特征越显著；等于 0，表示空间分布呈随机特征分布，反应目标区域分布相互独立；小于 0，表示相异属性的空间单元全局集聚分布，反应目标区域存在空间负相关。如果 Moran' sI 的 Z 统计量通过 1%、5% 或 10% 置信水平的假设检验，则表示 Moran' sI 是显著的，区域存在空间依赖性，即区域存在空间相关性。

对环境规制和经济发展质量进行空间相关性分析，判断是否存在空间相关性，以便考察环境规制对经济发展质量的空间外溢效应。通过 GEODA 软件对 2008—2017 年中国省份经济发展质量的全局相关性检验，考察随机性假设条件下测度 Moran' sI 指

数空间自相关统计显著性。表 3 给出了所有变量的 Moran' sI 检验值。

表 3 各变量各年份的 Moran' sI 值(空间相邻矩阵)

年份	EMI	ER	GOV	WAT	GRE	HUM	EDU
2008	0.43*** (4.245)	0.074 (1.067)	0.269*** (4.302)	0.024*** (2.435)	0.406*** (3.816)	0.619*** (5.883)	0.198** (2.297)
2009	0.446*** (4.339)	0.131* (1.486)	0.325*** (4.588)	0.044*** (2.797)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.873)	0.221*** (2.542)
2010	0.408*** (4.035)	0.204** (2.141)	0.35*** (4.682)	0.031*** (2.584)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.868)	0.2*** (2.388)
2011	0.423*** (4.143)	0.223** (2.22)	0.307*** (4.434)	0.031*** (2.64)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.864)	0.161** (2.009)
2012	0.511*** (4.864)	0.198** (2.107)	0.311*** (4.419)	0.042*** (2.754)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.858)	0.204*** (2.395)
2013	0.491*** (4.69)	0.257*** (2.772)	0.315*** (4.536)	0.025*** (2.401)	0.475*** (4.436)	0.617*** (5.855)	0.216*** (2.573)
2014	0.481*** (4.577)	0.198*** (2.699)	0.302*** (4.463)	0.031*** (2.504)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.853)	0.214*** (2.482)
2015	0.517*** (4.856)	0.020 (0.48)	0.317*** (4.587)	0.028*** (2.463)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.853)	0.222*** (2.659)
2016	0.467*** (4.435)	0.176* (1.554)	0.31*** (4.667)	0.023** (2.324)	0.475*** (4.436)	0.618*** (5.856)	0.272*** (3.111)
2017	0.416*** (4.024)	0.271*** (2.846)	0.331*** (4.692)	0.035*** (2.687)	0.475*** (4.436)	0.619*** (5.861)	0.241*** (2.765)

如表 3 所示, 经济发展质量(EMI)的 Moran' sI 值高度显著且大于 0, 指数取值范围在[0.408, 0.517]之间, 且通过了 1%显著水平检验, 表明经济发展质量存在显著的空间自相关, 即中国各省份经济发展质量存在非均衡性, 部分地区的经济发展质量存在空间集聚效应, 意味着经济发展质量在空间分布上不是随机的, 而是呈现如下空间集聚模式: 具有较高(低)经济发展质量的省份趋向于与具有较高(低)经济发展质量的省份临近, 表现出显著的“相似相近”特征。考察期内经济发展质量的 Moran' sI 值出现先上升后降低的波动特征, 经济发展质量的空间相关性呈现先增强后减弱的现象, 2012 年, 为深入贯彻落实科学发展观, 促进经济发展方式转变, 提高我国质量总体水平, 国务院制定《质量发展纲要(2011—2020 年)》, 2012 年纲要发布之前, 经济发展质量差异不大、空间集聚现象不显著, 2012 年, 经济发展质量差异较大, 存在明显的空间集聚现象, 2012 年以后逐渐盘整上升, 至 2015 年 Moran' sI 值达到 0.517, 且通过 1%显著水平检验。环境规制的 Moran' sI 值高度显著且大于 0, 其中 2013 年、2014 年和 2017 年通过 1%显著水平检验, 2010 年、2011 年和 2012 年通过 5%显著水平检验, 2009 年和 2016 年 2 个年份通过 10%显著水平检验, 仅仅有 2008 年和 2015 年没有通过显著水平检验。考察期内环境规制的 Moran' sI 值呈现“上升→下降→上升”的“N”型变化特征。2008 年开始震荡上升, 至 2013 年 Moran' sI 值上升到 0.257, 随后小幅下降后又掉头向上, 2017 年的 0.271, 通过 1%显著水平检验, 也是考察期 Moran' sI 值的最大年份。

3.3 局域空间自相关检验

Global Moran' sI 可以较好地刻画全局整体空间特征, 但不能清楚显示局部空间情况, 据此, 使用 ESDA 局部分分析方法进一步描绘经济发展质量空间差异特征。这一方法的引入可以更进一步揭示局部以及每个空间检验个体的空间依赖性, 其实质是将 Moran' sI 分解至各区域个体, 对于某个空间检验个体的 I 为:

$$I_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) \quad (8)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n Y_j^2}{n-1} - \bar{Y}^2 \quad (9)$$

式中： I_i 为第 i 个省份的局部相关系数， Y_i 为第 i 个省份的观测值， W_{ij} 为空间权重矩阵。

LISA 的 Z 检验判定为：

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{S(I_i)} \quad (10)$$

$$S(I_i) = \sqrt{VAR(I_i)} \quad (11)$$

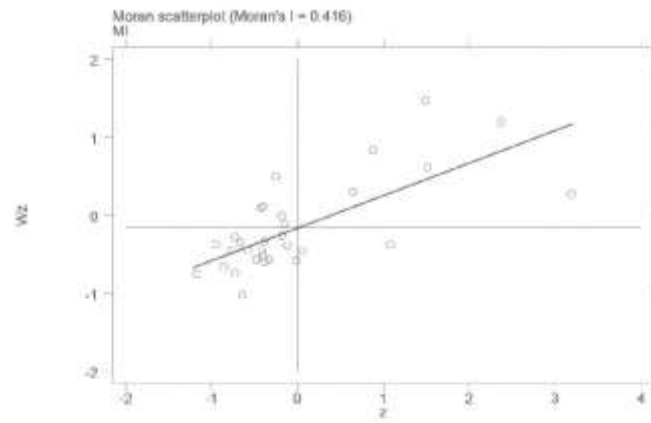
莫兰散点图可以刻画出局域空间异质性，反映中国经济发展质量低观测值或高观测值的空间集聚特征。莫兰散点图纵坐标表示空间滞后向量 W_i 的值，为某地区的相邻地区观测值的加权平均值，横坐标为变量 Y 的所有观测值，莫兰散点图可以被划分为四个象限，四个象限分别对应四种不同的空间集聚类型，具体含义如表 4 所示。

表 4 莫兰散点图各象限具体解释

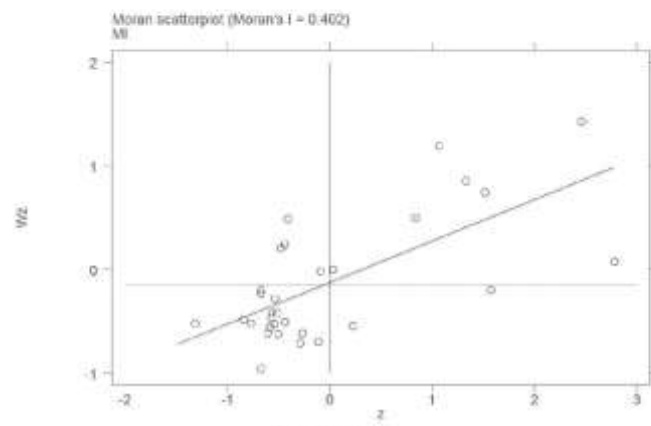
散点图象限	Moran' sI	类型	空间模式	含义
第一象限	0	High-High	扩散效应	高观测值与高观测值邻近
第二象限	0	Low-High	过渡区	低观测值与高观测值邻近
第三象限	0	Low-Low	低速增长区	低观测值与低观测值邻近
第四象限	0	High-Low	极化效应	高观测值与低观测值邻近

为了更直观地观察经济发展质量相邻地区间的关系，本文绘制了 2008 年、2012 年和 2016 年、2017 年相邻空间矩阵莫兰散点图(图 1)。

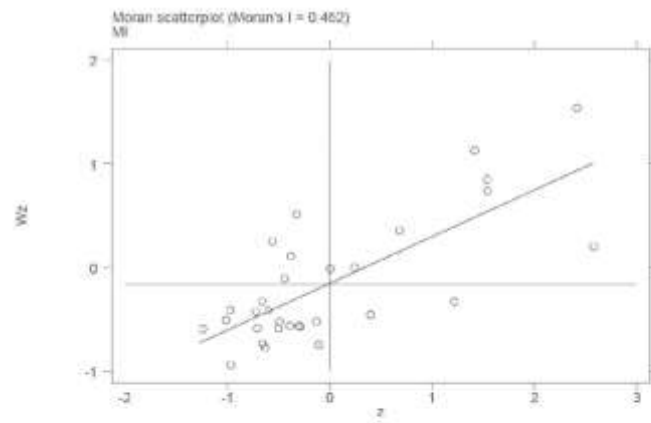
莫兰散点图可以直观地看出经济发展质量与相邻地区间的关系，31 个省份的局域莫兰散点图及其检验结果显示，某些省份强烈拒绝空间不相关，散点图显示经济发展质量的数据点绝大部分聚集在第一、第三象限，意味着二者具有较强的空间自相关关系，表现出“高一高”集聚和“低—低”集聚的现象，说明经济发展质量的空间分布并不是完全随机分布的，而是表现显著的非均质性，再一次证实研究经济发展质量的影响采用空间效应模型符合客观事实。



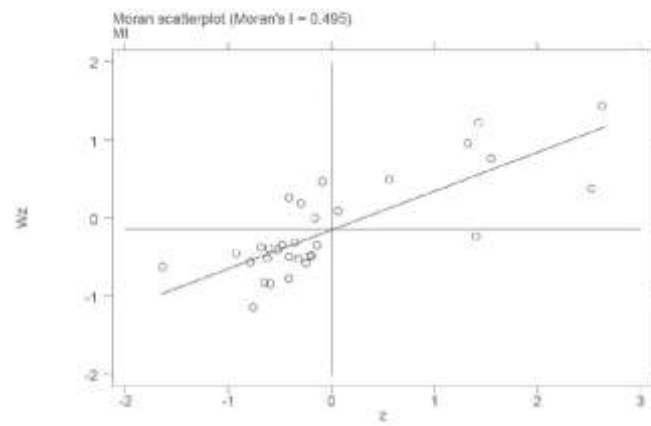
(a) 2008 年



(b) 2012 年



(c) 2016 年



(d) 2017 年

图 1 2008 年、2012 年、2016 年和 2017 年环境规制与经济发展质量的莫兰散点图

3.4 空间计量模型估计结果分析

空间模型分为固定效应和随机效应模型，由于采用的是空间面板数据，需要通过 Hausman 检验来判定采用固定效应模型还是随机效应模型。本文通过 Hausman 检验的 P 值结果为 $\text{Prob}>\chi^2=0.0001$ ，确定计量模型为固定效应。因此，基于固定效应模型进行分析。为了进行对比分析，分别就空间杜宾模型 SDM、空间滞后模型 SLM 及空间误差模型 SEM 三种空间模型均进行模型估计与检验，具体结果如表 5、表 6 所示。

表 5 三种空间计量模型估计结果

变量	空间杜宾模型 (SDM)		空间滞后模型 (SLM)		空间误差模型 (SEM)	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
环境规制 (ER)	0.0004	0.048	0.0006	0.072	0.0003	0.094
政府规模 (GOV)	-0.0922	0.063	-0.0802	0.047	-0.1033	0.023
人均水资源总量 (WAT)	0.0065	0.031	0.0071	0.026	0.0064	0.003
环境绿化 (GRE)	0.0044	0.779	-0.0032	0.759	-0.0037	0.777
人口密度 (HUM)	0.0520	0.413	0.0523	0.263	0.0530	0.322
人口素质 (EDU)	-0.1141	0.026	-0.0724	0.095	-0.1205	0.065
W • 环境规制 (ER)	0.0002	0.041				
W • 政府规模 (GOV)	-0.0030	0.073				
W • 人均水资源总量 (WAT)	-0.0078	0.098				
W • 环境绿化 (GRE)	-0.0144	0.542				
W • 人口密度 (HUM)	-0.0372	0.059				
W • 人口素质 (EDU)	0.1297	0.023				
R ²	0.2711		0.2527		0.2373	
log-likelihood	794.5481		796.9315		797.2278	

表 6 空间杜宾模型检验结果

检验方法	估计值	P 值
Wald spatial lag test	7.13	0.3087

LR spatial lag test	9.65	0.14
Wald spatial error test	9.9	0.0291
LR spatial error test	12.40	0.0536
Hausman test statist	28.31	0.0001

从表 5 来看，空间杜宾模型、空间滞后模型和空间误差模型 R^2 分别为 0.2711、0.2527 和 0.2373。其中，环境规制对经济发展质量影响的空间滞后模型的拟合度相对优于空间误差模型，但空间杜宾模型的拟合度最理想，三种模型回归结果显示环境规制对经济发展质量的影响显著。log-likelihood 中，空间杜宾模型的绝对值最小，也表现为优于空间滞后模型、空间误差模型。从 Wald 检验和 LRA 检验来看，分别拒绝了空间滞后模型和空间误差模型。所以最终可以选择空间杜宾模型进一步解释环境规制对经济发展质的空间外溢效应。

从环境规制对经济发展质量影响的杜宾模型估计结果来看，空间滞后被解释变量系数显著不为零，LeSage and Pace^[19]指出，当被解释变量空间滞后项系数显著不为零时，采用空间杜宾模型估计系数解释空间溢出效应存在系统性偏差。因此，研究将空间计量模型采用偏微分方法将空间溢出效应分解，分解为直接效应和间接效应，从直接效应、间接效应和总效应三个方面解释环境规制对经济发展质量的本地和邻地效应更加准确。继而对空间杜宾模型分解估计结果见表 7。

表 7 空间杜宾模型的直接、间接和总效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
环境规制 (ER)	0.0010	0.078	0.0004	0.019	0.0014	0.016
政府规模 (GOV)	-0.1041	0.008	-0.0939	0.053	-0.1980	0.112
人均水资源总量 (WAT)	0.0058	0.407	-0.0114	0.659	-0.0056	0.848
环境绿化 (GRE)	0.0042	0.792	-0.0196	0.566	-0.0154	0.627
人口密度 (HUM)	0.0419	0.031	0.0046	0.082	0.0466	0.004
人口素质 (EDU)	-0.1005	0.053	0.1327	0.417	0.0322	0.054

观察空间杜宾模型估计结果中的直接效应不难发现，环境规制显著促进我国经济发展质量提升，即环境规制强度每提高 1%，本地的经济发展质量提高 0.1%。究其原因是适度的环境规制有利于提高企业技术创新的积极性，部分弥补甚至超过企业的遵循成本，一方面改善了环境，另一方面促进了经济增长，实现了环境保护与经济高质量发展双赢的局面。

环境规制对邻区经济发展质量的间接效应显著为正，但影响程度较小，即环境规制每提高 1%，会间接导致其他地区的经济发展质量提高 0.04%。可能由于经济发达的沿海地区秉承低碳经济理念，将经济发展的重点转移到新兴产业上，这些产业具有绿色环保的特点。一方面将高能耗和高碳强度的产业群逐渐向重工业集聚的东北地区和经济欠发达的大西北内陆地区转移，导致地区出现污染倾销和转嫁现象，也就是“污染天堂假说”，对邻区绿色发展造成不良的影响；但另一方面这种产业转移可能也

会促进邻区的创新发展。但整体而言，环境规制还会促进邻地提升经济发展战略，形成这种邻近区域互相促进的原因，一方面可能来源于本地的环境质量会受邻区环境规制影响，另一方面可能是本地的人才、资源流动等也会形成区域集聚或区域间流动。

空间总效应也显示环境规制正向影响经济发展质量的提升，且影响显著，并通过 5%显著水平检验，即环境规制每提高一个单位，经济发展质量整体提高 0.14 个单位。以往学者的研究集中在经济增长效应和对开放、创新等的影响，“波特假说”认为，适度的环境规制可以激发企业进行技术创新，并通过“创新补偿效应”促进经济增长；“遵循成本说”认为，环境规制会造成生产要素价格的上涨，并对“生产性”投资产生“挤出效应”。这一直是学者争论的热点。经济的创新发展、协调发展和开放发展等也备受学者关注，研究结论也众说不一。然而，经济发展是系统工程，经济系统是由若干经济元素组成的整体，各经济元素相互依存、彼此协调，在一定的环境下协同完成一系列经济发展目标。国民经济是一个大系统，它包括生产系统、交换和流通系统、分配系统、消费系统等子系统，劳动者、企业、地区以及单项的经济活动等，也是不同层次和规模的经济发展小系统。环境规制强度适配于单一维度，但对经济发展质量整体的影响又如何呢？本研究回答了这一问题，环境规制可能会促进协调发展，又或抑制创新发展、抑制开放发展等，但对经济发展质量总体提升是具有积极的促进作用的。所以政府在制定相应环境规制政策时不能只考虑一方面的得与失，要更多考虑整体的经济发展质量提升。

此外，政府规模对经济发展质量总效应为负，庆幸的是影响并不显著，未通过 10%显著水平检验。表明政府过多干预并未有效引导经济高质量提升，其中直接效应为-0.1041，间接效应为-0.0939，区域政府的干预程度对经济发展战略的直接效应和间接效应相当。原因可能是经济发展主要以企业为主体，政府没能精准掌控企业发展质量激励的转变条件。人均水资源总量和绿地覆盖率对经济发展质量的直接效应为正，间接效应为负，总效应也表现为负相关，说明区域水资源丰沛并不能有效促进区域经济发展质量的有效提升，这一结论也印证了“资源诅咒”的说法，庆幸的是水资源总量和绿地面积占比对经济发展质量的影响并不显著，直接效应、间接效应和总体效应均未通过 10%显著水平检验。

区域人口密度与经济发展质量正相关，总效应估计系数为 0.0466，区域人口密度提高 1 个百分点，经济发展质量提高 4.66 个百分点，这说明一方面区域人口密度增加，交通、资源消耗和污染物排放会影响区域经济绿色发展，但另一方面也会给区域经济高质量发展提供劳动力、人才资源，同时也会促进消费能力提升，从而促进区域经济高质量发展。并且，人口密度对本地区域经济发展质量的影响远大于对邻地的影响，对本地的影响系数是 0.0419，对邻地的影响系数是 0.0046，人口密度每提高一个百分点，本地经济发展质量提高 4.19 个百分点，这也符合现实状况。

人口素质采用区域每十万人人口中高等院校在校人数来衡量，人口素质的提高总体与经济发展质量正相关，人口素质整体提高有利于经济发展质量提升，且影响显著，通过 10%显著水平检验。但人口素质的提高对本地经济发展质量的提升却没有起到有效的促进作用，人口素质与本地经济发展质量负相关，相关系数为-0.1005，且影响显著，通过 10%显著水平检验，这不同于人们通常的看法，通常认为人口素质的提高有利于地方创新发展，但这忽略了人口素质的提高对资源和能源的消费和要求也就越高，同时人口素质越高人才流动性也就越大，这些因素很可能就会影响区域经济的协调发展和共享发展，从而影响本地经济的高质量发展。人口素质对经济发展质量的影响邻地效应与本地效应不同，人口素质的提高有利邻地经济发展质量提升，但影响不显著。究其原因可能是邻地人口素质提高，受市场竞争等影响，人才可能会流动到本地，同时，邻地人口素质的提高也会带动本地的消费和本地人才素质的提高，从而影响本地经济发展质量的提升。

4 研究结论和政策建议

作为环境经济学的核心和热点议题之一的环境规制，对经济增长的影响有“波特假说”和“遵循成本说”的争议，对创新发展的影响形成“创新补偿说”和“生产成本提高说”两大派系，对开放发展、绿色发展和共享发展的影响也众说不一。然而经济系统是具有特定功能的有机整体，发展质量是要整体把握的，不可顾此失彼。那么，各区域经济发展质量如何呢？环境规制如何影响经济发展质量呢？本文给出了如下现实回答：(1)中国各省份经济发展质量总体不高，尚存在较大改善空间。经济发展质量整体呈现“下降→上升→下降”的小幅震荡态势，八大经济区的经济发展质量区域异质性显著。(2)经济发展质量和环境规

制存在显著的空间自相关，其空间分布不是随机的，存在空间集聚效应，表现出“高一高”集聚和“低一低”集聚的“以邻为壑”并“以邻为伴”的现象。(3)环境规制对区域经济发展质量的直接效应、间接效应和总效应均表现为促进经济发展质量的提升。政府过多干预并未有效引导经济高质量提升，区域人口密度增加、人口素质提高均有利于经济发展质量提升，人均水资源总量和绿地覆盖率对经济发展质量的直接效应为正，影响不显著。

当前，中国面临经济发展质量和环境生态保护双重压力，环境规制毋庸置疑是政府制定和实施的破除这一瓶颈的有力工具。政府环境规制可以推动经济高质量发展，但在制定和实施规制政策时应重视以下几个方面。第一，虽然中国经济飞速发展，但发展质量还在较低水平上，要切实转变先发展再治理的“竭泽而渔”发展思想。第二，环境规制可以促进经济高质量发展，要充分考虑到经济高质量发展的非均质性和空间集聚现象，政府要充分认识环境规制对经济发展质量的空间外溢效应，协调好不同省份和八大经济区经济发展质量提升的环境规制政策。第三，政府干预过多会抑制经济高质量发展，政府干预要因地制宜，针对不同区域地方经济发展进程的异质性，实施相匹配的政府干预强度来引导区域经济高质量发展。建议政府通过政策倾斜和资金扶持等加大公共资源要素投入，改善区域人居环境和营商环境，继续提高区域人口集聚水平，并提高人口的质量意识和质量水平。

综上所述，本研究对经济发展质量区域化差异给予一定的现实回答，为当前治理环境与地方经济高质量发展提供了重要的决策参考，同时也为政府进一步制定和实施区域差异化环境规制政策提供了理论基础。

参考文献:

- [1]Grossman G M,Krueger A B.Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[J].Social Science Electronic Publishing,1991,8(2):223-250.
- [2]Porter M E.America's green strategy[J].Scientific American,1991,264(4):168.
- [3]Rubashkina Y,Galeotti M,Verdolini E.Environmental regulation and competitiveness:Empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors[J].Energy Policy,2015,83:288-300.
- [4]涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应?[J]. 经济研究, 2015(7): 160-173.
- [5]史贝贝, 冯晨, 张妍, 等. 环境规制红利的边际递增效应[J]. 中国工业经济, 2017(12): 40-58.
- [6]Barbera A J, Mcconnel V D. The impact of environmental regulations on industry productivity:Direct and indirect effects[J]. Journal of Environmental Economics and Managemnet, 1990, 18(1):50-65.
- [7]Jaffe A B,Palmer J K.Environmental regulation and innovation:A panel data study[J].Review of Economics and Statistics,1997,79(4):610-619.
- [8]Wayne B G.Economic costs and consequences of environmental regulation[M]. Abingdon:Taylor and Francis, 2018.
- [9]黄清煌, 高明. 环境规制对经济增长的数量和质量效应——基于联立方程的检验[J]. 经济学家, 2016(4): 53-62.
- [10]金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018(12): 43-55.

-
- [11]史贝贝,冯晨,康蓉.环境信息披露与外商直接投资结构优化[J].中国工业经济,2019(4):98-116.
- [12]傅京燕,吴丽敏.制度和环境政策影响了可再生能源产业出口贸易吗——基于出口深度和广度的视角[J].国际贸易问题,2015(12):85-95.
- [13]童健,武康平,薛景.我国环境财税体系的优化配置研究——兼论经济增长和环境治理协调发展的实现途径[J].南开经济研究,2017(6):40-58.
- [14]杨喆,许清清,徐保昌.环境规制强度与工业结构绿色转型——来自山东省工业企业的经验证据[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2018(6):112-120.
- [15]魏玮,刘婕.环境规制、金融控制与经济波动[J].统计与信息论坛,2014(5):31-38.
- [16]李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018,53(11):182-198.
- [17]张伟,袁建华,罗向明.经济发展差距、环境规制力度与环境污染保险的制度设计[J].金融经济研究,2015(3):119-128.
- [18]Elhorst J P.Unconditional maximum likelihood estimation of linear and log-linear dynamic models for spatial panels[J].Geographical Analysis,2004,37(1):85-106.
- [19]Lesage J,Pace R k.Introduction to spatial Econometrics[M].New York:CRC Press,2009.
- [20]黄燕萍,刘榆,吴一群,等.中国地区经济增长差异:基于分级教育的效应[J].经济研究,2013(4):94-105.
- [21]刘榆,刘忠璐,周杰峰.地区经济增长差异的原因分析——基于人力资本结构视角[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2015(3):11-19.
- [22]魏下海,李树培.人力资本、人力资本结构与区域经济增长——基于分位数回归方法的经验研究[J].财贸研究,2009(5):15-24.

注释:

1 东北综合经济区:辽宁、吉林和黑龙江;北部沿海综合经济区:北京、天津、河北和山东;东部沿海综合经济区:上海、江苏和浙江;南部沿海经济区:福建、广东和海南;黄河中游综合经济区:陕西、山西、河南和内蒙古;长江中游综合经济区:湖北、湖南、江西和安徽;大西南综合经济区:云南、贵州、四川、重庆和广西;大西北经济综合区:甘肃、青海、宁夏和新疆。