

环境规制、新型城镇化与区域经济增长

——基于我国 30 省份空间杜宾模型的实证研究

杨建亮 陈铮铮¹

(北京化工大学 经济管理学院, 北京 100020)

【摘要】: 利用我国 2009—2017 的省级面板数据, 结合全局莫兰指数及局部莫兰指数散点图, 构建空间杜宾模型分析环境规制、新型城镇化及其二者交互项对区域经济增长的本地效应及空间溢出效应。研究发现: 从本地效应来看, 环境规制的实施带来的绿色技术创新无法弥补治理污染成本的上升, 但新型城镇化的建设使资源合理再分配, 促进本省经济增长, 二者交互对本省经济增长亦呈现出正向作用; 从空间溢出效应来看, 环境规制、新型城镇化分别对邻省经济增长具有正向作用, 但由于竞争效应的存在, 二者交互对邻省经济增长的效应为负。基于此, 政府应鼓励企业进行绿色技术研发并支持新型产业发展, 引导新型城镇化往智能化方向发展, 探索环境规制与新型城镇化的融合发展之路。

【关键词】: 环境规制 新型城镇化 区域经济增长 空间杜宾模型

【中图分类号】: F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)06-165-07

美国经济学家 Nordhau 因在气候变化、环境污染和经济增长等方面的研究成果荣获 2018 年诺贝尔经济学奖, 这再度引起了学界关于可持续发展的思考和广泛关注。改革开放以来, 我国经济建设取得了显著的成就, 2019 年我国国内生产总值达到 988458 亿元, 已是仅次于美国的世界第二大经济体。但经济的发展也伴随着极大的资源消耗、环境污染与生态退化。根据 2018 年美国哥伦比亚大学和耶鲁大学联合发布的《2018 全球环境绩效指数》, 中国 EPI(environmental performance index)指数为 50.74 分, 在世界参与排名的 180 个国家中居于 120 位, 而在空气质量方面, 中国更是排在倒数第四, 这都反映了中国在经济发展的过程中给生态环境带来了极大的压力。在 2019 年 4 月北京世界园艺博览会的开幕式上, 习近平总书记用“生态治理, 道阻且长, 行则将至”形容我国环境治理的重要性及紧迫性。目前, 我国正处在全面建成小康社会的决胜阶段, 如何实现环境保护与经济增长的协调发展是当前我国的重要任务之一。

环境的保护是推动发展经济的重要因素, 在保护环境的同时, 城镇化的水平也影响着国家现代化的程度。2017 年, 我国城镇化率已达到 58.79%。党中央、国务院印发的《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》强调, 城镇化是加快产业结构转型升级的重要力量, 也是保持经济持续健康发展的强大引擎。但是, 罗能生等^[1]实证研究了我国城镇化水平与生态效率的关系, 得出我国部分地区城镇化的发展导致了生态效率的下降的结果。因此, 城镇化在推动经济发展的同时, 对区域生态环境亦造成了一定的负面影响, 对环境规制的实施也带来了挑战。基于此, 本研究以我国 30 省区市作为研究对象, 将构建同时包含环境规制、新型城镇化的计量模型, 探寻环境规制、新型城镇化及其两者的耦合对区域经济增长带来的影响。

作者简介: 杨建亮, 博士, 讲师, 研究方向为绿色制造、创新生态。E-mail: yangjianliang@mail.buct.edu.cn

基金项目: 中国工程院“面向 2035 绿色制造发展战略研究项目”(ZK20190064); 工信部“制造业绿色发展重大战略咨询项目”(H2019239)

1 文献综述

在环境规制对经济增长的影响方面,根据现有的文献,大致可总结出三种不同的观点。一是环境规制的实施会对区域经济增长产生一定的负面影响,又称“遵循成本说”。传统的新古典主义经济学家认为,在政府实施环境规制后,企业治理环境污染的成本投入会因此增加,进而削弱企业的市场竞争力,不利于企业的发展以及地区经济的增长。Barbera & Mcconnell^[2]基于美国五个污染行业的数据,测量了其全要素生产率在实施环境规制前后的变化,提出环境规制的实施导致了生产率下降,从而不利于美国经济增长。Chintrakam^[3]研究了1982—1994年美国48个州制造业的部门效率,认为环境规制的实施在一定程度上导致了技术效率低下。李泳和李金青^[4]在研究中探讨了我国环境规制与经济增长之间的关系,最终提出在环境规制实施后,环保投资的增加会导致国民生产总值下降,且下降的幅度亦呈现出上升趋势。二是环境规制的实施对经济增长具有正向作用,又称“创新补偿说”或环境规制的“波特假说”。王克强和李国祥^[5]认为,在我国经济转型发展中,环境规制尤为重要。在环境规制实施后,由于成本的上升,企业被迫加大技术创新投入力度,提高能源使用效率,进而促进区域经济发展。Porter^[6]也认为环境规制会倒逼企业加大技术创新投入,提高企业生产率,从而获得创新补偿,最终对经济增长有明显的正向作用。李阳等^[7]通过面板协整检验和误差修正模型对中国工业37个细分行业的面板数据进行分析,得出从短期来看环境规制会促进技术进步。黄金枝和曲文阳^[8]基于我国东北老工业基地的数据,运用DEA-SBM-Malmquist模型研究了环境规制对技术创新及区域经济增长的影响,提出环境规制的实施促进了技术创新效率的提高,进而有利于区域经济的发展。三是环境规制与区域经济增长两者间并无明显的因果关系。孔祥和毛毅^[9]通过对我国30个省份9年间的面板数据进行研究,提出了环境规制与区域经济增长之间的关系与所研究的区域有关。在我国东部地区,环境规制的实施促进经济发展,但在中部地区,现有的数据并不能够证明两者间的关系。熊艳^[10]运用我国5年间省际面板数据实证研究环境规制与经济增长的关系,最终提出两者关系为正“U”型。

在城镇化水平对经济增长的影响方面,根据现有的文献,大致可总结出两种不同的观点。少部分学者认为城镇化与经济增长并无显著的关系,Bloom^[11]认为根据现有的数据,仍无法证明城镇化水平会影响经济发展。黄婷^[12]通过对19个城镇化发展速度较快的国家进行研究,认为城镇化的发展并不会直接对区域经济增长造成影响,二者关系并不显著。然而,大多数学者认为城镇化的发展能促进区域经济增长。刘耀彬^[13]运用向量误差修正模型的格兰杰因果方法对我国城镇化水平与区域经济发展之间的关系进行研究,提出城镇化发展与经济增长相互促进,应积极探寻二者的协调发展的方法和路径。朱孔来等^[14]等通过构建VAR模型,并运用脉冲响应函数及方差分解研究我国城镇化发展与经济增长的动态关系,得出我国城镇化率的提高有利于GDP的增长。

综上所述,以往学者大多是从环境规制对经济增长或城镇化对经济发展两者之间的相关关系进行研究,但鲜有学者研究环境规制、新型城镇化及其两者耦合对区域经济增长的作用以及影响程度。因此,本文主要选取2009—2017年我国30个省份的面板数据,采用地理距离空间权重矩阵,并引入全局莫兰指数(Moran's I)及局部莫兰指数散点图,通过空间面板计量模型分析环境规制、新型城镇化及二者交互项对区域经济增长的本地效应与空间溢出效应。

2 空间计量模型的构建与变量选取

2.1 空间计量模型的构建

2.1.1 空间计量模型设定

本文首先构建基本的空间计量模型如下:

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：被解释变量 $\ln GDP_{it}$ 表示 i 省第 t 年人均生产总值的对数值， Er_{it} 表示 i 省第 t 年的环境规制水平， Urb_{it} 表示 i 省第 t 年新型城镇化水平， Z_{it} 表示一系列影响区域经济增长的控制变量； ε_{it} 为随机扰动项。

为考察周边省份区域经济增长对省份 i 经济增长的影响，在模型 (1) 中引入被解释变量 $\ln GDP$ 的空间滞后项 $W\ln GDP_{it}$ 。其中， W 为空间权重矩阵。得到如下空间自回归模型 (SAR)：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \rho W \ln GDP_{it} + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为进一步研究环境规制与新型城镇化的交互作用对区域经济增长的影响，本研究在模型 (2) 的基础上引入环境规划与新型城镇化的交互项 $Er_{it} \times Urb_{it}$ ，构建如下模型：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \rho W \ln GDP_{it} + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \beta_4 Er_{it} \times Urb_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

同时，除了考虑本省份环境规制与新型城镇化水平对该省区域经济增长的影响，还应将周边省份同一指标的空间溢出效应考虑在内。因此，本文设置空间 Durbin 模型 (SDM)，在原有模型的基础上加入其他省市环境规制与新型城镇化的空间滞后项，从而得到如下模型：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \rho W \ln GDP_{it} + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \theta_1 W Er_{it} + \theta_2 W Urb_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

此外，考虑到环境规制与新型城镇化的交互作用同样具有空间互动效应，会对邻近省份区域经济增长造成影响。因此，本文在模型 (4) 的基础上加入环境规制与新型城镇化的交互项 $Er_{it} \times Urb_{it}$ 及其空间滞后项 $W Er_{it} \times Urb_{it}$ ，得到如下模型 (5)：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \rho W \ln GDP_{it} + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \beta_4 Er_{it} \times Urb_{it} + \theta_1 W Er_{it} + \theta_2 W Urb_{it} + \theta_3 W Er_{it} \times Urb_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

最后，由于周边省份控制变量对省份 i 的区域经济增长同样具有空间溢出效应，因此，在模型 (5) 的基础上加入控制变量 Z 的空间滞后项 $W Z_{it}$ ，得到如下空间杜宾模型：

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \rho W \ln GDP_{it} + \beta_1 Er_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Z_{it} + \beta_4 Er_{it} \times Urb_{it} + \theta_1 W Er_{it} + \theta_2 W Urb_{it} + \theta_3 W Er_{it} \times Urb_{it} + \theta_4 W Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中： β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 、 θ_4 、 ρ 为各个解释变量的系数。

2.1.2 空间权重矩阵的选择

空间权重矩阵的选择是进行空间计量分析的关键，常用的空间权重矩阵有邻接空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵、经济距离空间权重矩阵。记 W_{ij} 表示两区域之间的距离， i 表示区域 i ， j 表示区域 j ，则可将空间权重矩阵定义为：

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & \cdots & W_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & \cdots & W_{nn} \end{pmatrix} \quad (7)$$

在该权重矩阵中，主对角线上的值为 0，代表同一区域之间的距离。为了更好地反映现实的空间差异客观情况^[15]，本文采用地理距离空间权重矩阵，即以距离的倒数作为空间权重，两区域间距离越小空间相关程度越大，反之空间相关程度则越小：

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (8)$$

式中： d_{ij} 表示两省份省会城市间的球面距离。

2.2 变量选取

区域经济增长(GDP)。本文选取各省市年度人均地区生产总值作为量化指标。本文将人均地区生产总值的对数统一除以 10 来作为区域经济增长的衡量指标 ($\ln' GDP$)，虽然得到的各主要指标系数大小有变化，但不影响显著性及系数符号，不改变变量之间的相关关系及发展趋势。

环境规制(Er)。环境规制是指当企业的生产经营活动对环境造成污染时，政府以改善环境质量为目标制定一系列的政策措施规范企业的行为，最终实现环境与经济的协调发展。^[16]目前，国内外的文献中衡量环境规制主要的方法有：(1)用环境治理投资占总产值或增加值的比重来衡量环境规制强度；(2)用工业三废等排放指标衡量环境规制强度；(3)用某一区域环境相关法规的个数衡量环境规制的强度；(4)用各地区因环境问题上访次数衡量环境规制强度；(5)用排污费征收收入衡量环境规制强度。原毅军和谢荣辉^[17]认为，投资治理仍然是我国目前环境规制的主要方式。本文借鉴孙玉阳等^[18]的研究，并根据数据的可得性，选取工业污染源治理投资与工业增加值之比来衡量区域环境规制强度。考虑到环境规制的作用是长期的效果，而非瞬时的作用，因此本文采用环境规制的滞后一期变量进行分析。

新型城镇化(Urb)。新型城镇化的核心是人口城镇化，在现有的研究中，主要采用城镇人口或非农人口占总人口的比重对某地区城镇化水平进行衡量。本文选取城镇人口占总人口的比重(%)来衡量新型城镇化水平。

控制变量。影响区域经济增长的因素有很多，在现有的研究中，学者多是从劳动力、资本投入、外贸规模、产业结构及科技发展等多方面选取指标作为区域经济增长的控制变量。本文结合现有研究，选取以下指标作为控制变量：劳动力投入(Job)采用城镇就业人员数衡量；资本投入(K)采用社会固定资产投资额来衡量；土地投入(Land)采用建成区面积来衡量；外贸发展规模(Trade)采用各省市进出口总额占生产总值的比重来衡量，其中，进出口总额按当年美元对人民币的汇率进行折算。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
区域经济增长(ln' GDP)	1.0633	0.0484	0.9241	1.1767
环境规制(Er)	0.0037	0.0033	0.0004	0.0280
新型城镇化(Urb)	0.5531	0.1298	0.2989	0.8960
环境规制与新型城镇化交互项(Er×Urb)	0.0020	0.0017	0.0003	0.0155
劳动力投入(lnjob)	6.6792	0.7919	4.4998	8.6151
资本投入(lnK)	9.2865	0.8216	6.6824	10.9188
土地投入(lnLand)	7.1232	0.7487	4.7221	8.6670
外贸发展规模(Trade)	0.2839	0.3317	0.0168	1.5492

2.3 数据来源及说明

本文样本数据主要源于中国国家统计局网站及 EPS 数据库。为消除异方差的影响及可能存在的量纲问题，本文将非比值型数据取对数处理，对于部分省区市部分年份缺失的数据采用插值法将数据补充完整。此外，本文最终选取我国 30 个省份 2009—2017 年的空间面板数据(除西藏及港澳台地区)作为观测值。所有实证过程均采用 Stata15.0 完成。

3 模型检验与实证结果分析

3.1 空间自相关检验

数据的空间相关性是使用空间计量模型进行实证研究的前提。因此，在模型估计之前，需先对数据的空间相关性进行探究。本文首先使用莫兰指数对环境规制、新型城镇化与区域经济增长进行空间自相关检验。具体计算公式如下：

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

(9)

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

式中：

莫兰指数的取值范围为[-1, 1]，大于 0 表示存在正的空间相关性，小于 0 表示存在负的空间相关性，等于 0 则为随机分布。如表 2 所示，2008—2017 年区域经济增长、环境规制与新型城镇化的 Moran' sI 结果均为正数，分别通过了 1%、10%、1%的显著性检验，说明三者存在显著的空间正相关性，存在空间集聚现象，可以进行空间计量模型分析。

进一步绘制 2017 年区域经济增长、环境规制与新型城镇化的局部莫兰指数散点图检验省份间的空间相关性。如图 1~3 图

所示，由局部莫兰指数散点图可以看出，我国大多数地区的经济增长、环境规制与新型城镇化均处于第一、第三象限，分别表明高一高聚集和低一低聚集，进一步表明存在明显的空间正相关性与空间集聚现象。

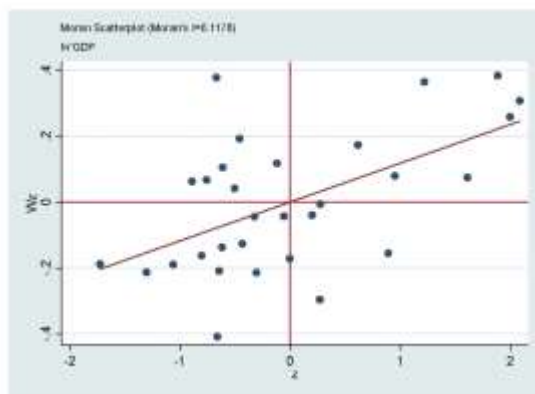


图 1 2017 年区域经济增长莫兰指数散点图

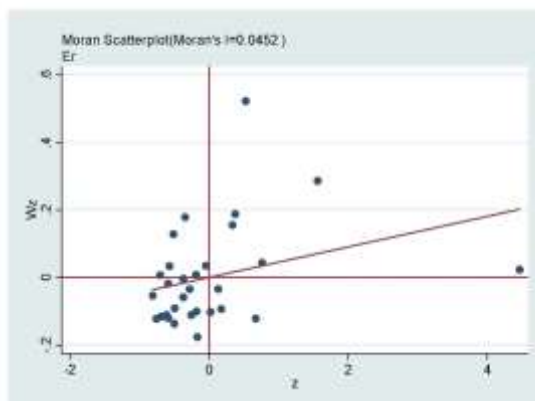


图 2 2017 年环境规制莫兰指数散点图

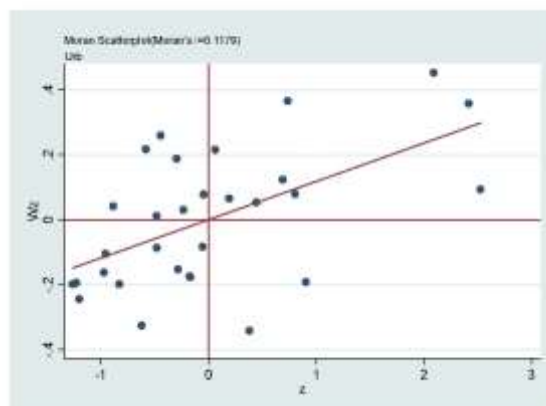


图 3 2017 年新型城镇化莫兰指数散点图

表 2 2009—2017 年区域经济增长、环境规制与新型城镇化全局 Moran' sI

变量	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
ln' GDP	0.149***	0.154***	0.149***	0.144***	0.137***	0.126***	0.117***	0.111***	0.118***
Er	0.026*	0.06***	0.025*	0.059***	0.028*	0.038**	0.040***	0.029*	0.045***
Urb	0.122***	0.120***	0.118***	0.116***	0.115***	0.114***	0.119***	0.119***	0.118***

3.2 空间模型检验结果及分析

3.2.1 环境规制、新型城镇化对区域经济增长的实证结果及分析

对于空间计量模型的选择方面,本文采用 LM(Error)和稳健的 Robust-LM(Error)对空间相关性进行检验,而后通过 LM(Lag)和稳健的 Robust-LM(Lag)对空间滞后性进行检验。如表 3 所示,检验结果均显著,表明模型同时存在空间滞后项及空间误差项,则应选用更具一般性的空间杜宾模型(SDM)进行实证分析。借鉴 Elhorst^[18]的研究结果,当同时存在空间误差效应和空间滞后效应时,应采用 LR 检验及 Wald 检验选择合适的空间计量模型。结果显示,LR 检验及 Wald 检验结果均在 1%的水平下显著,因此空间杜宾模型不可退化为空间滞后模型(SLM)及空间误差模型(SEM),选用空间杜宾模型进行空间计量是合理的。

表 3 LM、LR 及 Wald 检验结果

检验	统计量	P 值
Lagrange multiplier(error)	29.103	0.000***
Robust Lagrange multiplier(error)	30.125	0.000***
Lagrange multiplier(lag)	19.018	0.000***
Robust Lagrange multiplier(lag)	20.040	0.000***
LRlag	29.99	0.000***
LRerror	35.32	0.000***
Waldlag	31.48	0.000***
Walderror	37.64	0.000***

根据 Hausman 检验结果,卡方值为 22.58, P 值为 0.002,通过 1%的显著性检验,应拒绝原假设。因此,本文最终选用空间杜宾模型的固定效应模型进行分析,回归结果如表 4 所示。在拟合优度检验上,时间固定效应模型最好,个体固定效应次之,个体时间双固定效应最差;在 Sigma²角度,三种固定效应模型均通过了 1%水平的显著性检验;在 rho 的角度,个体、时间以及

双固定效应模型分别通过了 1%、5%、1%水平的显著性检验；在 log-likelihood 的角度，双固定效应模型的数值最大。本文综合考量，认为时间固定效应拟合优度最高，且回归效果较好，因此决定采用空间杜宾模型的时间固定效应估计结果进行后续的分析。

表 4 SDM 空间计量结果及比较

变量	个体固定效应	时间固定效应	个体时间双固定效应
Er	-0.518(-0.80)	-2.641(-1.62)	-0.796(-1.22)
Urb	0.123*** (4.86)	0.296*** (16.82)	0.114*** (4.44)
Er×Urb	0.620(0.52)	6.917** (2.31)	1.001(0.84)
lnjob	0.00741*** (2.77)	-0.00131(-0.34)	0.00890*** (3.25)
lnK	0.0171*** (10.49)	0.0221*** (7.53)	0.0175*** (10.25)
lnLand	0.0223*** (5.19)	-0.0077** (-2.06)	0.0249*** (5.85)
Trade	-0.0142*** (-0.33)	0.00348(0.60)	-0.0104** (-2.34)
W×Er	3.416(0.88)	27.56*** (2.65)	5.777(1.27)
W×Urb	-0.0534(-0.63)	0.263* (1.92)	-0.418** (-2.34)
W×ErUrb	-8.091(-1.11)	-42.68** (-2.21)	-17.71** (-2.11)
W×lnjob	-0.00272(-0.22)	-0.0405(-1.62)	-0.0163(-0.84)
W×lnK	-0.0137** (-2.02)	0.00821(0.48)	0.00989(0.79)
W×lnLand	0.0304(1.29)	0.0211(0.79)	0.0753** (2.55)
W×Trade	0.0411*** (3.25)	0.0844** (2.27)	0.0211(0.80)
rho	0.643*** (7.17)	-0.538** (-2.03)	0.455*** (2.97)
Sigma ²	0.0000150*** (11.48)	0.000123*** (11.74)	0.0000141*** (11.49)
log-likelihood	1194.5350	911.6129	1207.6099
R ²	0.512	0.838	0.343

环境规制(Er)对区域经济增长(ln' GDP)的影响系数为-2.641，但在统计上并不显著，说明环境规制的实施抑制了本地区经济增长，但其效果并不明显。一方面，从环境成本角度看，环境规制实施后，企业会采取相应的措施以达到政府制定的污染排放标准，如对排放的污染物进行处理、采用更加环保的生产加工材料、加强对环境污染的实时检测以及增加绿色技术研发投入等，这些都使企业对环境治理的成本增加，从而一定程度上降低企业利润，使企业市场竞争力下降，进而抑制区域经济增长。另一方面，环境规制也倒逼部分企业进行绿色技术创新，而技术创新又会降低企业的能源消耗率，进而使企业生产成本得以下降。在模型中，新型城镇化(Urb)对区域经济增长的影响系数为 0.296，且通过了 1%的显著性检验。说明推动城镇化的进程对本

省经济增长存在明显的正向效应，城镇化进程的加快有利于本地区经济增长。进入 21 世纪以来，我国城镇化水平显著提高，2009 年我国城镇化率为 46.6%^[19]，2017 年我国城镇化率已达到 58.79%。在新型城镇化建设的过程中，人口和经济活动向城镇集聚。一方面，人口和资源的转移给城镇带来大量富余劳动力以及先进的知识和技术；另一方面，城镇化过程中，人口的集聚也随之带来了城镇商品和服务需求的增加，提高了劳动生产率，带动了产业的集聚以及第三产业的发展，进而推动产业结构转型升级和区域经济增长。环境规制与新型城镇化交互项的回归系数为 6.917，且通过了 5%的显著性检验，这说明环境规制的实施加强了新型城镇化对区域经济增长的促进作用。原因可能在于，政府加强环境监管使企业成本上升，但同时，新型城镇化的建设使人口、资源得以合理分配，为企业技术创新带来了优秀的人才、先进的知识技术以及各种必要的技术创新要素，助力企业绿色技术创新，从而提高了生产率，降低生产成本，进而对经济增长呈现积极作用。

资本投入 (lnK) 对区域经济增长的影响系数为 0.0221，且通过了 1%的显著性检验。资本投入一向是推动经济增长的重要因素，在经济发展中不可或缺。土地投入 (lnLand) 在模型中的回归系数为-0.0077，通过了 5%的显著性水平检验。这说明，近年来土地城镇化对经济发展的贡献率逐渐降低，甚至过度依赖土地投入的城镇化模式已经对经济增长造成了一定的负面影响。

3.2.2 空间溢出效应

LeSage & Pace^[20]认为，应通过直接效应、间接效应和总效应来描述在空间计量模型中的变量关系。直接效应是指某一地区自变量的变化对该地区因变量的影响程度，间接效应是指某一地区自变量的变化对其邻近地区因变量的影响程度。表 5 为环境规制、新型城镇化及其交互项的空间效应分解估计结果。

表 5 空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
Er	-3.251**(-1.99)	19.783*** (2.65)	16.533** (2.14)
Urb	0.293*** (16.46)	0.068 (1.03)	0.361*** (5.85)
Er×Urb	7.933*** (2.62)	-31.571** (-2.33)	-23.638* (-1.70)

环境规制对区域经济增长的间接效应为正，且通过了 1%的显著性检验，说明环境规制对邻近省份产生了正向的溢出效应，有利于促进邻省经济发展。在很多情况下，由于大气及河流的流动性，环境问题往往具有扩散特征。当一个地区环境规制较弱、环保投入较少时，该地区企业生产所产生的污水、废气等也会对邻近地区产生不利影响。而环境管制的加强，污染排放的降低也能使邻近地区因此受益。由于环境的改善，邻近省份的宜居性进一步提高，对人才的吸引力有所增强，有利于推动技术创新，从而对经济发展产生了正向效应。此外，也有可能是某一省份环境规制加强，政府监管力度的提高使某些污染企业成本上升，又难以进行技术升级，只能选择搬迁到邻近省份。这些企业虽然对环境造成污染，但的确能增加邻近省份的税收收入，也能带动经济的发展。新型城镇化对区域经济增长的间接效应为正，但在统计上并不显著，说明新型城镇化的建设对邻近地区经济发展的作用并不明显。环境规制与新型城镇化交互项对区域经济增长的间接效应为负，且通过了 5%的显著性检验，说明二者的交互作用对邻近省份的经济增长产生了负向的空间溢出效应，可以理解为相邻省份之间存在竞争效应。当某一省份环境规制加强时，生态环境得以改善。而由于相邻省份间竞争效应的存在，当环境宜居性和新型城镇化水平同步提高时，对更大范围内的人才资源和要素资源吸引力增强，在带动本省经济发展的同时，一定程度上抑制了邻近省份的经济增长。

3.2.3 稳健性检验

在上述研究中，本文选择地理距离空间权重矩阵进行空间计量分析。为验证本文研究结果的可靠性，在此部分的稳健性检验中，进一步选用 0-1 邻接空间权重矩阵对环境规制、新型城镇化与区域经济增长进行估计，该空间权重矩阵定义为：

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{区域}i\text{与区域}j\text{有共同边界} \\ 0 & \text{区域}i\text{与区域}j\text{没有共同边界} \end{cases} \quad (10)$$

即当两区域具有共同边界时，认为区域之间存在空间相关性，系数为 1；反之，则系数为 0。

估计结果如表 6 所示。由稳健性检验结果可得，各主要指标的显著性和系数符号并未发生根本性变化，与原估计结果基本一致，只在数值上略有差异。这说明改变空间权重矩阵并未影响环境规制、新型城镇化与区域经济增长之间的关系，实证结果具有稳健性。为节省篇幅，以下只给出环境规制、新型城镇化对区域经济增长的直接效应、空间效应与总效应。

表 6 稳健性检验

变量	直接效应	间接效应	总效应
Er	-3.269**(-2.12)	13.733*** (4.56)	10.465*** (3.28)
Urb	0.314*** (17.51)	0.028 (0.90)	0.342*** (13.54)
Er×Urb	8.346*** (2.89)	-23.647*** (-4.17)	-15.300*** (-2.61)

4 研究结论及政策建议

4.1 研究结论

本文通过研究我国 30 个省份 2009—2017 年的环境规制、新型城镇化与区域经济增长的面板数据，运用全局莫兰指数及局部莫兰指数散点图得出三者具有显著的空间相关性。由此，采用地理距离空间权重矩阵，构建空间杜宾模型分析环境规制、新型城镇化及两者交互项对区域经济增长的影响，结果表明：(1)环境规制、新型城镇化与区域经济增长具有显著的空间相关性，地理因素和空间溢出效应对三者关系具有重要影响；(2)环境规制的实施并不能刺激省域经济增长，无法弥补因环境规制的加强带来的治理污染成本的上升，从而对省域经济增长有不利影响。但对于新型城镇化而言，城镇化进程使人口资源和要素资源更加合理地再分配，进而促进省域经济增长。此外，环境规制与新型城镇化融合发展对经济增长也呈现出正向作用；(3)环境规制、新型城镇化对邻近省份各自具有正向的空间溢出效应，但二者地交互作用却一定程度上抑制了邻近省域经济增长。

4.2 政策建议

(1) 由于环境规制与新型城镇化所具有的空间溢出效应及空间集聚特征，可以发挥中心城市或中心省份的引领作用，促进地区联动性开发，带动相邻省域经济增长，实现共同发展。

(2) 政府在践行“绿水青山就是金山银山”的理念基础上，应积极探索如何促进地区经济增长与环境规制的协同发展。一方面，由于环境规制的加强有可能使省域经济增长受到影响，因此应加大技术创新补贴力度，促进区域协同发展，鼓励企业进行绿色技术研发^[21]，降低能源消耗量，实现清洁生产，绿色发展，从而真正发挥环境规制对绿色技术研发的倒逼作用，获得更多

的“创新补偿”。同时也要大力支持新兴产业的发展，从而带动经济平稳发展；另一方面，也不能为了经济的增长而过度放松环境规制，避免走上“先污染，后治理”的老路。

(3)由实证结果可得，新型城镇化的进程显著推动区域经济增长。因此，应在当前城镇化水平的基础上，继续促进人口和资源的合理配置。此外，城镇化的建设也应与当前时代发展趋势以及国家发展战略相结合。在2020年政府工作报告中，李克强总理首次提到要“加强新型基础设施建设，发展新一代信息网络，拓展5G应用”。在我国大力发展“5G”信息技术和新型基础设施建设的过程中，可以发挥信息传递效率的优势，引导城镇化向智能化方向发展，使得城镇化的发展对区域经济增长更加具有效率，资源和就业情况得到更加合理的优化配置。

(4)环境规制与新型城镇化交互项对本省经济增长具有正向作用，应积极探索环境规制与新型城镇化的融合发展之路。在环境规制强度增加使污染治理成本上升时，探索如何利用城镇化的建设，在劳动力、资源及优质产业的集聚过程中，实现技术创新及产业升级，从而带动经济增长。

参考文献:

- [1]罗能生,李佳佳,罗富政.中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2013(11):53-60.
- [2]Barbera A J,Mcconnell V D.The impact of environmental regulations on industry productivity:Direct and indirect effects[J].Journal of Environmental Economics and Management,1990,18(1):50-65.
- [3]Chintrakam P.Environmental regulation and U.S.states technical inefficiency[J].Economics Letters,2008,100(3):363-365.
- [4]李泳,李金青.环境规制政策与中国经济增长——基于一种可计算非线性动态投入产出模型[J].系统工程,2009(11):7-13.
- [5]王克强,李国祥.环境规制的环境—经济效应研究[J].商业研究,2020(2):34-43.
- [6]Porter M E, Van Der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 4(4):97-118.
- [7]李阳,党兴华,韩先锋,等.环境规制对技术创新长短期影响的异质性效应——基于价值链视角的两阶段分析[J].科学研究,2014(6):937-949.
- [8]黄金枝,曲文阳.环境规制对城市经济发展的影响——东北老工业基地波特效应再检验[J].工业技术经济,2019(12):34-40.
- [9]孔祥利,毛毅.我国环境规制与经济增长关系的区域差异分析——基于东、中、西部面板数据的实证研究[J].南京师大学报(社会科学版),2010(1):56-60,74.
- [10]熊艳.基于省际数据的环境规制与经济增长关系[J].中国人口·资源与环境,2011(5):126-131.
- [11]Bloom D E,Canning D,Fink G.Urbanization and the wealth of nations[J].Science,2008,319(5864):772-775.

-
- [12]黄婷. 论城镇化是否一定能够促进经济增长——基于 19 国面板 VAR 模型的实证分析[J]. 上海经济研究, 2014(2): 32-40.
- [13]刘耀彬. 中国城市化发展与经济增长关系的实证分析[J]. 商业研究, 2006(24): 23-27.
- [14]朱孔来, 李静静, 乐菲菲. 中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2011(9): 80-87.
- [15]肖远飞, 吴允. 财政分权、环境规制与绿色全要素生产率——基于动态空间杜宾模型的实证分析[J]. 华东经济管理, 2019(11): 15-23.
- [16]孙玉阳, 穆怀中, 范洪敏, 等. 环境规制对产业结构升级异质联动效应研究[J]. 工业技术经济, 2020(4): 89-95.
- [17]原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, 2014(8): 57-69.
- [18]Elhorst J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar[J]. Spatial Economic Analysis, 2010, 5(1): 9-28.
- [19]游雪晴. 《中国城市发展报告(2010)》发布[N]. 科技日报, 2011-06-02.
- [20]Pace K, LeSage J P. Spatial economic modeling of origin-destination flows[J]. Journal of Regional Science, 2008, 48(5): 941-967.
- [21]裴潇, 蒋安璇, 叶云, 等. 民间投资、环境规制与绿色技术创新——长江经济带 11 省市空间杜宾模型分析[J]. 科技进步与对策, 2019(8): 44-51.