

环境规制、技术进步与中国经济发展

——基于 DMSP/OLS 夜间灯光校正数据的实证研究

尹秀¹, 刘传明²

(1. 南开大学经济研究所, 天津 300071; 2. 中央财经大学经济学院, 北京 100081)

摘要: 本文以 DMSP/OLS 夜间灯光校正数据代替 GDP 衡量我国经济发展质量, 运用空间面板数据回归模型对“波特假说”进行经验考察。研究表明, 中国经济发展呈现典型的区域集聚与区域溢出特征, 环境规制通过增加企业生产成本抑制区域经济发展, 同时通过刺激技术进步提高区域经济发展质量。但环境规制对邻近区域的经济发展存在显著的负向区域溢出效应, 且“创新补偿”的区域溢出效应并不明显。

关键词: 环境规制; 技术进步; 经济发展; DMSP/OLS 夜间灯光数据

中图分类号: F062.2 文献标识码: A 文章编号: 1004-4892(2018)09-0106-08

一、引言

改革开放 40 年来, 中国的经济发展取得了举世瞩目的成就。从发展速度上, 1978~2015 年中国 GDP 年均增长率达到 9.8%。从经济规模上, 到 2016 年底中国 GDP 总量达到 74.41 万亿元, 经济总量稳居世界第二位。尽管中国经济在发展速度和规模上取得了巨大成就, 但以“高投入、高消耗、高排放”为特征的粗放型发展模式给中国经济的持续健康发展带来严峻的资源环境压力^[1]。2014 年, 我国工业废气排放量高达 694190 亿立方米, 工业固体废物产生量为 329254 万吨, 废水排放总量为 716.2 亿吨。在此形势下加强对环境的管控能力, 实施较为严格的环境规制成为政策制定者的必然选择^[2]。事实上, 我国的污染治理以及环境管制工程初见成效, 2014 年我国环境污染治理投资总额高达 9575.50 亿元, 占该年 GDP 总量的 1.49%。其中, 工业污染治理完成投资 997.65 亿元。环境规制在提高环境质量的同时会增加企业的治污减排成本, 降低企业的生产效率, 也在一定程度上刺激企业增加研发投入, 提高企业技术创新能力, 促进技术进步, 从而推动我国经济发展。因此, 环境规制在何种程度上影响我国的技术进步进而促进中国经济发展, 这个问题的回答对中国经济发展具有重要的理论意义和现实意义。

已有环境规制、技术进步与中国经济增长的研究主要分为以下三类。第一类是研究环境规制对技术创新的作用。蒋为(2015)的研究证明环境规制不仅促进企业增加研发投入, 还促使企业进行产品创新和生产工艺流程的改进^[3]。李阳等(2015)则认为适当的环境规制水平会提高行业的技术开发和转化能力^[4]。但环境规制对技术进步的推动作用因行业而异^{[5][6]}。部分学者就环境规制对

收稿日期: 2017-10-26

基金项目: 山东省社会科学规划基金重点项目(16ALJJ16)

作者简介: 尹秀(1990-), 女, 山东青州人, 南开大学经济研究所博士生; 刘传明(1990-), 男, 山东茌平人, 中央财经大学经济学院博士生, 通讯作者。

技术创新推动作用的阶段异质性检验后认为“波特假说”有一定滞后性,环境规制在当期可能阻碍技术创新,但在滞后期促进技术创新^[7]。也有部分研究证明环境规制对技术创新的作用存在“门槛效应”,两者之间呈现U型关系并且只在部分地区成立^{[8][9][10]}。第二类注重环境规制对我国经济增长的影响。李树和陈刚(2013)证明适度的环境规制可能实现环境改善和生产率提高的“双赢”^[11]。环境规制对经济增长的影响不仅仅是简单的线性关系,熊艳(2011)实证分析环境规制与我国经济增长呈现正U型关系,能同时解释“遵循成本说”和“创新补偿说”^[12]。李钢等(2012)的研究也认为强化环境管制对经济增长产生一定的阻碍作用^[13]。此类研究考察环境规制对我国经济增长的作用,但环境规制对经济增长发挥促进或阻碍作用存在一定的路径依赖,而该类研究缺乏对环境规制发挥作用的内部机制刻画。第三类或分别研究环境规制与技术进步、技术进步与经济增长之间的关系,或将技术因素和环境规制放到同一框架下同时研究两者对经济发展的影响^{[14][15]}。

综上,已有研究仍然存在以下三方面的不足。首先,既有研究将环境规制对经济的影响置于微观企业经营绩效、经济增长等增长数量方面,宏观经济发展指标也多采用GDP,而GDP作为一个总量概念,无法有效刻画我国经济发展质量。杨妮等(2014)研究认为夜间灯光数据与省域社会经济统计数据之间的空间相关系数可达97.55%^[16],且该数据可综合表征人类活动的广度和强度,是与城市扩展面积、城市化水平等指标呈显著相关关系的综合评估指标^[17]。基于此,本文引进DM-SP/OLS夜间灯光数据替代传统的GDP评价指标。其次,既有文献缺乏对环境规制促进我国经济发展的作用机制分析,忽视技术进步作为中间变量,既受环境规制的影响,又对经济发展起到重要的推动作用。本文将考察环境规制与技术进步的相互作用推动经济发展的内部机理。最后,既有文献将全国各省视为同质,未考虑空间因素对我国经济发展的影响。而现实是随着我国区域经济发展协调性增强,区域内部各省之间的政策取向也渐趋一致,因此对省际环境规制强度、技术进步及经济发展的分析不能忽视空间因素的作用。为克服已有研究局限,本文在已有研究的基础上,利用DM-SP/OLS夜间灯光数据,尝试引入空间计量模型,考察环境规制、技术进步与经济发展之间的关系。

二、理论分析机制

环境污染是社会负外部性的典型表现,它造成社会成本高于私人成本,因此治理环境污染需要政府制定相关政策。从短期看,环境规制提高企业的运行成本,可能给企业带来暂时的劣势;但从长期看,环境规制促使企业增加创新投入,从而实现减少污染与提高企业竞争力的“双赢”。

在参考“波特假说”及新古典理论的基础上,本部分的假设如下:第一,企业具备不断创新的能力,可通过技术进步和创新提高生产率;第二,政府对企业进行合理引导,帮助企业克服由于成本上升产生的不确定性及悲观的心理预期,以政府管制促进企业创新;第三,政府制定合理的环保标准,给予企业充分的技术改进空间,以刺激企业的技术研发。

图1分析了环境规制、技术创新及经济发展的影响路径及机制。首先,从短期来看,环境规制需要企业将一部分生产性资金投入到污染治理中,在企业生产技术、资源及市场需求既定的条件下,额外的治污成本必定增加企业的运作成本。其次,政府在环境规制过程中引发的部分生产要素价格提高也增加企业成本^[18]。而企业生产成本的提高将对企业的其他投资产生“挤占效应”。一方面,企业环保投资增加会挤占企业研发投资,研发投资的减少将直接影响技术创新的速度与质量。另一方面,环境规制引发的企业成本上升可能挤占企业人力资本投资,主要表现为降低工资支出及培训费用^[19]。而人力资本所带有的知识存量及其对知识的吸收、转化能力是企业技术进步与创新的源泉,因此对人力资本投资的减少在一定程度上阻碍企业的技术创新。而研发投资及人力资本投资减少对技术创新的阻碍作用最终影响我国的经济的发展。

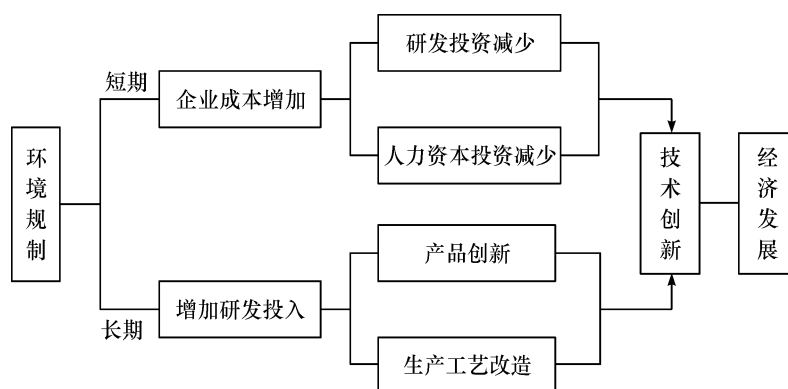


图1 环境规制、技术创新及经济发展的影响路径和机制

环保支出的长期积累、研发及人力资本投资的减少对企业来说并非长久之计。长期支付治污费用会持续影响企业利润，研发投资及人力资本投资的减少也影响企业的活力和可持续发展能力，进而降低企业的市场竞争力。因此，在政府的积极引导及合理的政策激励下，环境规制促使企业权衡长期成本与收益。企业要减少环境规制带来的影响，就必须从源头上减少污染的产生及排放，实现这一目标的唯一路径就是增加研发经费促进创新。一方面，企业提升产品创新，增加环保材料的使用量；另一方面，企业改进产品生产工艺，减少产品在生产流程中的污染。不管是哪种创新形式，它们都在一定程度上促进企业的技术进步，进而提高社会整体创新水平。而研发经费增加带来的技术进步不仅解决环境污染问题，而且在一定程度上促进企业生产效率的提高。企业生产中的污染减少及企业生产效率的提高都直接提高经济发展质量。

三、模型构建与数据处理

(一) 模型构建

首先建立 OLS 线性模型来考察环境规制、技术进步与经济发展之间的线性关系。

1. 线性回归模型(OLS)

$$y = \alpha + \beta x + \mu \quad (1)$$

其中， α 、 β 是待估参数， x 为因变量， μ 是随机误差。普通 OLS 模型忽略经济活动中的空间联系，空间相关性可能使 OLS 估计系数存在一定偏差，因此本部分构建空间计量经济模型。

2. 空间面板滞后模型(SAR)

$$y = \alpha + \rho Wy + \beta x + \mu \quad (2)$$

其中， ρ 是空间自回归系数， W 为空间权重矩阵， Wy 为因变量的空间依赖， μ 是随机误差。

3. 空间面板误差模型(SEM)

$$y = \alpha + x\beta + \mu \quad \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (3)$$

其中， λ 为误差项的空间自回归系数， $W\mu$ 为因变量的空间依赖， ε 、 μ 是随机误差。

4. 空间面板杜宾模型(SDM)

$$y = \alpha I_n + \rho Wy + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (4)$$

其中， α 为常数项， I_n 为 $N \times 1$ 阶单位矩阵， N 为地区个数， Wy 为因变量的空间依赖， WX 是自变量的空间依赖， θ 为自变量空间依赖项的系数， ε 是随机误差项。

为合理解释空间杜宾模型的回归系数，本文参考 Pace and LeSage(2009)的空间回归模型偏微

分方法, 将解释变量对被解释变量的影响分解为直接效应、间接效应和总效应^[20]。首先将式(4)改写为:

$$(I_n - \rho W)y = \alpha l_n + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (5)$$

$$y = \sum_{r=1}^k S_r(W)x_r + V(W)l_n\alpha + V(W)\varepsilon \quad (6)$$

$$S_r(W) = V(W)(I_n\beta_r + W\theta_r) \quad (7)$$

$$V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (8)$$

其中, I_n 是 n 阶单位矩阵, k 为解释变量个数, x_r 为解释变量 ($r=1, 2, \dots$), β_r 为解释变量向量 X 中第 r 个解释变量的回归系数, θ_r 表示 WX 的第 r 个变量的估计系数。整理后可得:

$$y_i = \sum_{r=1}^k [S_r(W)_{i1}x_{1r} + S_r(W)_{i2}x_{2r} + \dots + S_r(W)_{in_r}x_{nr} + V(W)l_n\alpha + V(W)_i\varepsilon] \quad (9)$$

根据(9)式, 将 y_i 对其他区域 j 的第 r 个解释变量 x_{jr} 求偏导得到(10)式, 将 y_i 对本区域的第 r 个解释变量 x_{ir} 求偏导得到(11)式:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij} \quad (10)$$

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S_r(W)_{ii} \quad (11)$$

其中, $S_r(W)_{ij}$ 是区域 j 的第 r 个解释变量对区域 i 被解释变量的影响, 衡量区域内溢出效应, 也称为直接效应; $S_r(W)_{ii}$ 衡量的是区域 i 的第 r 个解释变量对本区域被解释变量的影响, 衡量空间溢出效应, 称为间接效应。两者之和为总效应。

(二) 数据来源及处理

本文采用面板数据进行分析, 鉴于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的可得性和可操作性, 样本选取全国 30 个省(不包括西藏和港澳台地区)2004~2013 年的数据。

1. 被解释变量。被解释变量为我国经济发展, 采用 DMSP/OLS 夜间灯光数据表示。为得到中国范围的数据, 该灯光数据利用中国国界图对经过几何校正后的全球灯光图进行裁剪。最终获得中国 30 个省市的夜间灯光数据, 并据此计算年均值数据。

2. 解释变量。环境规制强度, 采用各省环境污染治理投资总额的对数表示, 环境污染治理投资总额数据来源于《中国环境统计年鉴》。技术创新程度采用各省国内专利授权量表示, 并对专利授权量做取对数处理。产业高级化指数采用第三产业增加值与第二产业增加值比值表示。能源强度采用碳排放量与实际 GDP 的比值表示, 表明单位 GDP 能耗大小, 实际 GDP 以 2000 年为基期进行调整。所有制结构采用各地区国有企业年末从业人数占地区年末从业人口总数的比重表示。经济发展离不开劳动力和资本的积累, 引进各省年末就业人数的对数代表各省劳动力数量。本文借鉴单豪杰(2008)对资本存量的核算方法, 以 2000 年为基期, 测算我国各省的资本存量^[21]。

四、实证分析结果

(一) 夜间灯光强度的空间相关性检验

表 1 为 Moran's I 指数的测算值及其显著性指标。大部分指数测算均通过 10% 的显著性水平检验。Moran's I 指数均大于 0, 均值为 0.127, 表明我国经济发展水平相似的省份在地理空间上具有明显的集聚效应。

表 1 夜间灯光 Moran's I 指数值及其显著性指标

年份	Moran's I	E(I)	sd(I)	z	p-value
2004	0.122	-0.034	0.120	1.307	0.084
2005	0.119	-0.034	0.120	1.277	0.096
2006	0.111	-0.034	0.120	1.211	0.101
2007	0.126	-0.034	0.120	1.334	0.113
2008	0.175	-0.034	0.121	1.742	0.091
2009	0.163	-0.034	0.121	1.641	0.041
2010	0.117	-0.034	0.120	1.254	0.050
2011	0.118	-0.034	0.120	1.269	0.105
2012	0.122	-0.034	0.120	1.297	0.097
2013	0.096	-0.034	0.120	1.081	0.140

图 2 刻画我国夜间灯光值 Moran's I 指数在 2004 ~ 2013 年的演变趋势。由图可知, Moran's I 指数呈现“先下降后上升再下降”三个发展阶段。第一阶段, 2004 ~ 2006 年 Moran's I 指数值呈下降趋势, 表明在此期间我国经济发展水平空间集聚出现下降的趋势。第二阶段, 2006 ~ 2008 年全局 Moran's I 指数持续提高, 表明我国经济发展水平空间集聚趋势不断加强, 该阶段高经济增长率是空间自相关程度提高的主要原因。第三阶段为 2008 ~ 2013 年, 全球金融危机以后, 我国经济增速放缓, 各地区资源禀赋、产业结构等具有显著差异, 空间差异逐渐显现, 空间自相关程度降低。

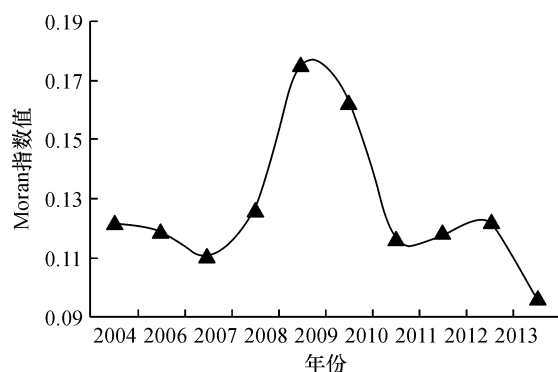


图 2 我国夜间灯光 Moran's I 指数演变趋势

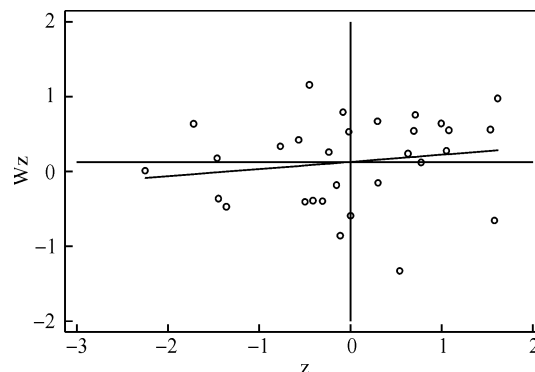


图 3 2013 年我国夜间灯光 Moran's I 指数散点图

图 3 为 2013 年 Moran's I 指数散点图。该图能更直观地显示各省与邻近省份的经济发展关系。由图可知, 全国有 17 个省份处于第一、三象限中, 占比为 56.67%, 表明 2013 年我国经济发展存在显著的空间正相关。

(二) 回归结果分析

表 2 分别给出 SAR、SEM 及 SDM 的回归结果。为验证 SDM 的稳健性, 本文对 SDM 是否可简化为 SAR 和 SEM 进行 LR 检验, LR 值分别为 318.7611、158.7427, 均在 1% 的显著性条件下拒绝原假设, 表明 SDM 无法转化为 SLM 和 SEM。因此, 本文利用偏微分方法将环境规制、技术进步对经济发展的影响分解为直接效应、间接效应和总效应(结果如表 3 所示)。

表 2 回归结果分析

变量	普通线性回归 (OLS)	空间滞后模型 (SAR)	空间误差模型 (SEM)	空间杜宾模型 (SDM)
c	7.4910 ***	5.0628 ***	4.3939 ***	7.0985 **
ρ	—	0.0890 *	—	0.7685 ***
Ln(invest)	-0.0815	-0.1052 *	0.2449 ***	0.0547
Ln(patent)	0.3607 ***	0.4019 ***	0.1708 ***	0.1123 **
Ln(invest) * Ln(patent)	0.4417 ***	1.3933	-1.6473 **	0.1667 **
Ln(capital)	0.1634 *	0.4346 ***	0.6960 ***	0.5989 ***
Ln(labor)	-0.0062	-6.1122	21.7560 ***	0.0064
industry	-0.0767	-0.2030 **	-0.1123 **	-0.0588
owner	0.0885 ***	0.0997 ***	-0.1935 ***	-0.1491 ***
energy	0.1132 ***	0.1415 **	0.0145 *	0.0141
W_ ln(invest)	—	—	—	-0.8301 ***
W_ ln(patent)	—	—	—	-0.0299
W_ ln(invest) * Ln(patent)	—	—	—	-0.4341 ***
λ	—	—	0.8900 ***	—
Adj - R ²	0.7022	0.6817	0.1401	0.9045

注：*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；限于篇幅，此处 SDM 并未报告部分自变量的回归结果，作者备案。

表 3 显示，从直接效应上看，治污投资的效应为负且通过 1% 的显著性水平检验，表明环境规制阻碍经济发展。而在考虑环境规制的“创新补偿效应”后，环境规制的偏效应为正，表明虽然环境规制本身提高企业运营成本、减少企业盈利进而影响经济发展，但环境规制通过提高企业创新激励、促进企业创新进而促进经济发展质量的改善。从间接效应上看，治污投资的偏效用为负且通过统计检验，表明环境规制对其他地区的经济发展存在显著的负向空间溢出效应，即本地区的环境规制对其他地区的经济发展具有抑制作用。造成上述问题的原因可能是：首先，部分地区环境协同治理机制的产生使区域内部加强污染联防联控，一体化的环境准入和退出机制也使环境规制不仅仅局限于地区内部，区域环境规制强度的增加影响周围地区的经济增长；其次，环境规制强度的地区差异促使污染企业迁到环境规制强度较低的区域，污染企业的跨区迁移虽然促进迁入地 GDP 增长，但不利于迁入地经济发展质量的提高；第三，环境规制引发的技术创新由于产权壁垒很难在短时间内产生空间溢出效应。

表 3 解释变量影响经济发展的效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
Ln(capital)	0.6023 ***	0.0270	0.6293 **
industry	-0.0630	-0.0701	-0.1331
owner	-0.1124 ***	0.3726 ***	0.2602 ***
energy	-0.0093	-0.2592	-0.2685
Ln(invest)	-0.1336 **	-2.0000 ***	-2.1337 ***
Ln(patent)	0.1217 **	0.1024	0.2242
Ln(labor)	0.0222 **	0.1712 ***	0.1934 ***
Ln(invest) * Ln(patent)	0.0897 *	-0.8432 **	-0.7534 *

注：*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

从直接效应上看，人力资本与资本存量的系数都为正且分别通过 1%、5% 的显著性水平检验，表明劳动力与资本存量作为经济增长不可或缺的投入要素，对本地的经济发展具有显著的推动作用。从系数大小来看，资本存量对本地经济发展的贡献远远大于劳动力。从间接效应来看，劳动力

的正向空间溢出效应明显,即本地的劳动力将有效促进邻近地区的经济发展,表明劳动力的跨省迁移对迁入地的经济发展具有显著的推动作用。资本的间接效应为正,但统计上并不显著。从总效应上看,资本存量对经济发展的作用显著为正,但资本的空间溢出效应并不明显,而劳动力则在促进本地经济发展的同时通过人口迁移显著提升邻近地区的经济发展。

地区所有制结构的总效用显著为正且通过 1% 的显著性水平检验,表明地区国有企业占比越高,国有企业对经济增长的推动力越强。在我国社会主义市场经济条件下,地区国有企业占比的增加有效提高国有企业在本地地区的领导作用,促进本地居民就业,提高本地政府税收,从而起到促进地区经济增长的作用。而从分解效应来看,国有企业占比的提高对本地经济发展具有明显的抑制作用,这表明现阶段地区经济发展在保证国有企业合理发展的同时也需要适当提高市场化程度,提高市场经济活力。国有企业占比的提高对经济发展的空间溢出间接效应为正且通过 1% 的显著性水平检验,可能的原因是国有企业一般规模较大、分支机构众多,对邻近地区的辐射带动作用较大。因此,考虑空间溢出效应后,国有企业占比的提高对经济发展具有显著的推动作用。

产业高级化指数、能源强度对经济发展的作用为负,但并未通过统计检验。产业高级化指数采用第三产业与第二产业增加值的比重表示,这意味着考察期内第二产业依然是我国经济增长的支柱产业,对国民经济发展起着重要推动作用。2013 年,我国第三产业比重首次超过第二产业,第三产业成为我国经济发展的主动力将是大势所趋,服务主导型经济的发展将给我国现阶段的经济提供新潜力和新空间。同时,第三产业的发展对国内居民就业、消费升级及提升我国经济的稳定性具有重要作用。能源强度越高,表明我国单位经济增长对能源依赖较大,也意味着经济增长带来的资源消耗、环境负效应多,不利于经济增长质量的改善。

五、结 语

基于 2004 ~ 2013 年 DMSP/OLS 夜间灯光校正数据,本文运用空间计量模型,考察环境规制、技术进步对我国经济发展的作用,得到如下的几点结论:第一, Moran's I 指数显著为正,表明我国经济发展水平相似的省份在地理空间上具有明显的集聚效应;第二,环境规制通过增加企业生产成本抑制地区经济发展,同时通过刺激技术进步提高地区经济发展质量,但环境规制对邻近地区的经济发展存在显著的负向空间溢出效应,主要原因可能是环境规制的地区差异引起污染企业的跨区迁移,进而影响迁入地经济发展质量的改善,且环境规制“创新补偿”效应的空间溢出并不明显,因此环境规制的总效用为负,“波特假说”在地区内部成立,但加入空间因素后失效;第三,资本存量和人力资本对我国经济发展具有明显的推动作用,国有企业占比的提高有利于我国经济增长质量的改善,但部分影响因素的空间溢出效应并不明显。

据此,本文提出如下的建议:第一,为提高经济发展质量,环境规制强度应适中;第二,打造全国统一的生产要素市场,促进生产要素的有序流动;第三,打破创新的地区壁垒,加强区域创新合作,促进技术创新空间溢出效应的发挥;第四,增加创新的资本和人员投入,切实促进企业创新,通过技术创新提高经济发展质量;第五,“坚定不移做强做优做大国有企业”,充分发挥国有企业资本、人力优势,促进国有企业创新。

参考文献:

- [1] 林伯强,蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析 [J]. 管理世界, 2009, (4): 27-36.
- [2] 张红凤,周峰,杨慧,郭庆. 环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析 [J]. 经济研究, 2009, (3): 14-26.
- [3] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新?——基于微观数据的实证研究 [J]. 财经研究, 2015, (2): 76-87.
- [4] 李阳,党兴华,韩先锋,宋文飞. 环境规制对技术创新长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.
- [5] 张中元, 赵国庆. FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (4): 19-32.
- [6] 余东华, 胡亚男. 环境规制趋紧阻碍中国制造业创新能力提升吗? ——基于“波特假说”的再检验 [J]. 产业经济研究, 2016, (2): 11-20.
- [7] 李平, 慕绣如. 波特假说的滞后性和最优环境规制强度分析——基于系统 GMM 及门槛效果的检验 [J]. 产业经济研究, 2013, (4): 21-29.
- [8] 张成, 陆旸, 郭路, 于同申. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 经济研究, 2011, (2): 113-124.
- [9] 杜威剑, 李梦洁. 环境规制对企业产品创新的非线性影响 [J]. 科学学研究, 2016, (3): 462-470.
- [10] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于“波特假说”的再检验 [J]. 中国软科学, 2012, (4): 49-59.
- [11] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. 经济研究, 2013, (1): 17-31.
- [12] 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.
- [13] 李钢, 董敏杰, 沈可挺. 强化环境管制政策对中国经济的影响——基于 CGE 模型的评估 [J]. 中国工业经济, 2012, (11): 5-17.
- [14] 颜茂华, 王瑾, 刘冬梅. 环境规制、技术创新与企业经营绩效 [J]. 南开管理评论, 2014, (6): 106-113.
- [15] 宋马林, 王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长 [J]. 经济研究, 2013, (3): 122-134.
- [16] 杨妮, 吴良林, 邓树林, 张超. 基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的省域 GDP 统计数据空间化方法——以广西壮族自治区为例 [J]. 地理与地理信息科学, 2014, (4): 108-111.
- [17] 吴健生, 刘浩, 彭建, 马琳. 中国城市体系等级结构及其空间格局——基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的实证 [J]. 地理学报, 2014, (6): 759-770.
- [18] Jaffe A. B., Palmer K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 610-619.
- [19] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013, (7): 44-55.
- [20] LeSage J., Pace R. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton: CRC Press/Taylor and Francis, 2009, pp. 5-26.
- [21] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10): 17-31.

Environmental Regulation, Technological Progress and China's Economic Development ——An Empirical Study Based on DMSP/OLS Night Light Imageries

YIN Xiu¹, LIU Chuanming²

- (1. Institute of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;
2. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper uses DMSP/OLS night lighting imageries instead of GDP to measure the quality of China's economic development, and uses the spatial panel data regression model to empirically examine the "Potter hypothesis". The results show that China's economic development demonstrates typical characteristics of spatial agglomeration and spatial spillover. Environmental regulation can reduce the economic development of the region by increasing the production costs of enterprises, and also improve the quality of regional economic development by stimulating technological progress. However, the environmental regulation has a significant negative spatial spillover effect on the economic development of adjacent areas, and the spatial spillover effect of the innovation compensation effect is not obvious.

Key words: Environmental Regulation; Technical Progress; Economic Development; DMSP/OLS Night Imageries

(责任编辑: 化 木)