

地方保护、资源错配与环境福利绩效^{*}

宋马林 金培振

内容提要: 中国“十三五”规划对环境污染提出更严格规制标准的同时,现实中的地方保护及其引致的资源错配将对区域环境福利绩效产生重要影响。本文突破传统分析仅考虑宏观投入产出要素的局限,将社会居民的健康因素纳入微观分析框架,基于关联网络数据包络分析将中国各区域总体绩效分解为宏观经济发展绩效与微观环境福利绩效。在此基础上,利用2002—2014年省际面板数据并结合空间计量方法,分析地方保护及资源错配对区域环境福利绩效的影响。结果表明:以市场分割为具体表现的地方保护将限制要素的自由流动,以致加剧区域资源配置扭曲;地方保护及资源错配对区域宏观经济绩效的影响尚不明显,对微观环境福利绩效却有着显著的抑制效应;地方保护及资源错配将通过空间溢出效应加剧其他地区的环境福利绩效损失,表明区域环境治理问题存在高度紧密的空间关联性和“治则两利”的典型特征。降低地方保护和市场分割水平,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,对提升区域环境福利绩效有着重要的现实意义。

关键词: 地方保护 资源错配 环境福利绩效 关联网络数据包络分析 空间溢出效应

一、问题的提出

2016年,中国的“十三五”规划重点对环境保护提出了新目标,在13个全部约束性指标中,涉及资源环境的约束性指标高达10个。回顾“十二五”时期,传统煤烟型污染与臭氧、PM_{2.5}、挥发性有机物等新老环境问题并存,生产与生活、城市与农村、工业与交通环境污染交织。2015年首批开展监测考核的74个城市平均超标天数比例达28.8%,冬季重污染天气高发,城市附近黑臭水体大量存在,生态足迹增速远超生物承载力。^①随着资源节约、环境保护“目标问责制”和“一票否决制”逐步纳入政绩考核体系,中国各级地方政府面临着两难困境:一方面,长期以来的要素价格扭曲已经对粗放式增长模式产生锁定效应(林伯强和杜克锐,2013),地方的产业结构调整和绿色技术创新面临着诸多制约,地方政府依赖于传统产业及其生产模式来维持经济增长;另一方面,为完成中央制定的节能减排目标,地方政府屡屡采用突击式的减排措施强制生产企业限电限产,这不仅会加剧要素市场的扭曲程度,还往往带来相关行业市场的剧烈波动,部分企业甚至在来年突然释放产能并引致能耗和污染排放的报复性反弹,导致区域环境质量迅速恶化,使民众的

^{*} 宋马林,安徽财经大学生态经济与管理协同创新中心,邮政编码:233030,电子信箱: songmartin@163.com;金培振,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,邮政编码:410006,电子信箱: king19861231@163.com。本文得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(14JZD031)、国家自然科学基金项目(71171001,71471001)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET—12—0595)和安徽省哲学社会科学规划重点项目(AHSKZ2014D01)的资助,特此致谢。作者感谢匿名审稿人的修改意见,以及张亚斌、韩峰、吴玉鸣、侯新烁、彭冲和周远翔等在本文撰写中给予的宝贵建议,当然文责自负。

^① 参见环境保护部部长陈吉宁在2016年全国环境保护工作会议上的讲话《以改善环境质量为核心全力打好补齐环保短板攻坚战》,http://www.mep.gov.cn/gkml/hbb/qt/201601/t20160114_326153.htm。

环境福利蒙受损失。

1994 年以分税制为主要特征的中国财政分权改革,使中央与地方政府之间的财权和事权得到相对合理的分配,并对早期的区域公共品供给起到了促进作用。然而,改革的弊端随着时间推移也逐渐显现,譬如地方政府为获取更多的财税收入,可能在地区经济与税收竞赛过程中加剧地方保护并阻碍要素在区域间的自由流动。二十年来,伴随着经济增长的动态变化过程,中央政府与地方政府之间的动态偏好也逐渐产生了不一致的情况。其中,受“晋升锦标赛”机制驱使的地方政府竞争及其衍生的地方保护和市场分割行为,不仅严重制约了劳动力、资本和资源能源等要素在全国市场中的有效、合理流动,源于要素扭曲的能效低下(林伯强和杜克锐,2013)和环境污染问题也给区域可持续发展带来了严重阻力。早期的不少研究对地方保护和市场分割所产生的经济和效率损失进行了评估,也证实了地方保护与市场分割带来的资源错配问题确实降低了区域的发展质量(Young, 2000; 郑毓盛和李崇高, 2003; 刘培林, 2005)。

近年来,中国的民间环保诉求开始对环境质量评估和地方政府决策产生重要影响(Zhang et al., 2015),表明民众对于自身环境福利的关注度正趋于增强,但有关中国的地方保护及资源错配对区域环境福利变化影响的研究迄今依然鲜见。为此,本文开展以下研究工作:一是基于中国作为典型不均质大国的现实国情,从地方保护和市场分割的视角探讨资源错配对于区域环境福利绩效的影响;二是考虑环境污染对公众健康的影响,构建关联网络数据包络分析模型(network-hybrid data envelopment analysis, Network-Hybrid DEA)测度区域发展绩效,并将其分解为宏观经济绩效与微观环境福利绩效指标;三是针对区域空间异质性与空间相关性特征,采用空间误差、空间滞后和空间 Durbin 模型等系列空间计量分析,系统分析地方保护和资源错配对区域环境福利绩效的影响,并进一步探讨可能存在的空间溢出效应。

二、文献回顾

关于地方保护与市场分割。20 世纪 70 年代末以来,中国推行了渐进式市场化改革,通过扩大资源的市场化配置并以财政分权的形式激励地方政府发展经济,从而实现中国经济 30 多年的高速增长,但也逐渐引致地方保护和市场分割等弊端(范剑勇和林云, 2011; 刘冲等, 2014)。自 1994 年以分税制为主要体现的财政分权改革以来,中央与地方政府之间的动态偏好产生了不一致性,财政收入和晋升激励机制驱使地方政府陷入争夺利益的市场分割状态,导致国内市场趋于非一体化(Young, 2000; Poncet, 2003; 周黎安, 2007; 曹春方等, 2015)。但也有部分学者对此持反对意见, Fan & Wei (2006)、陆铭和陈钊(2009)提出,地区之间的价格差异有收敛倾向,即中国国内市场正趋于较明显的一体化状态。引致上述分歧的原因在于,地方保护和市场分割水平的评测方法种类繁多,而且不同学者选取的样本范围、时间区间和研究方法也不尽相同,导致其结论不一致。

关于地方保护引致的资源错配及福利损失,亦存在一定的研究。地方保护可能对区域资源配置产生严重的扭曲效应,譬如经济转型中的市场分割扮演了对国有企业进行隐性补贴的角色(刘瑞明, 2012),从而导致国有企业效率的损失。市场分割也会通过限制区际间的生产要素自由流动并扭曲其配置结构,导致企业劳动生产率与要素边际报酬降低,最终阻碍区域竞争力的提高。一些学者利用多种方法对地方市场分割产生的损失进行估算,比较有代表性的有郑毓盛和李崇高(2003)、刘培林(2005)等。此外,资源错配也可能对全要素生产率产生严重影响(罗德明等, 2012; Ryzhenkov, 2016)。值得关注的是,市场分割和资源错配可能导致资源浪费和环境污染等问题,林伯强和杜克锐(2013)的研究就发现,消除中国要素市场的扭曲将提升 10% 的能源效率并减少 1.45 亿吨标准煤的能源浪费。一些研究也证实能源低/无效率利用是导致二氧化碳等污染物排放的重要原因(金培振等, 2014),而且环境污染势必会对区域民众的健康产生严重威胁

(Ebenstein 2012; Andersen et al. 2015), 世界卫生组织(2009) 研究发现, 中国居民的疾病中约 21% 是由环境污染因素引致, 比美国高 8%。^① 因此, 地方保护和市场分割有可能通过资源错配加剧中国的环境污染问题, 并对区域民众的环境福利产生严重影响。杨振和陈甬军(2013) 从福利损失的视角, 探讨中国制造业资源错配对产业发展带来的严重影响, 未涉及资源错配对于民众福利的影响探讨, 张宁等(2006) 将地区健康系统视作健康生产决策单元(decision making units, DMUs) 来评测区域的健康生产效率, 进行考虑民众健康的福利绩效分析。

尽管当前有关中国地方保护与资源错配的研究已经闪现一些成果, 但在一些关键问题分析中依然存在需要突破的地方。首先, 在重要指标的测算方面, 有关地方保护和市场分割的评价方法优劣至今仍有较多争议, 前述的部分学者基于商品市场分割的视角, 采用价格法来衡量区域地方保护水平, 却忽视了要素市场分割这一重要现实问题; 其次, 地方保护引致的资源错配对于区域环境污染和民众健康的影响分析, 尚未发现有研究涉及; 最后, 多数研究忽略了现实中的区域空间异质性和空间相关性特征, 而地方保护和资源错配通常反映着区域之间的策略互动与博弈过程, 所以忽视区域之间的时空关联及潜在空间溢出效应的实证结果往往是不准确的。

三、研究设计

(一) 环境福利绩效测度及分析

基于效用理论的传统福利经济学认为, 社会福利可以用消费者剩余的多少来衡量, 任何能增加消费者剩余的方案均可能成为帕累托最优状态, 因而体现着资源配置效率改进的思想。生态环境作为具有非排他性、非竞争性、外部性和产权不清等特征的典型公共品, 通常会导致市场失灵并使自然资本消耗经常高于社会最佳消耗价值。以往研究视角多集中于环境破坏产生经济损失的估算, 譬如生态补偿(安虎森和周亚雄 2013)、绿色 GDP 估算(高敏雪 2002) 等。值得注意的是, 以上研究均围绕价格的资源配置作用展开, 而人类的健康和幸福感等属于“功能”的组成部分, 这既不同于商品的概念, 也与效用概念有所差异(Sen, 1982)。Ebenstein(2012) 证实, 环境污染已成为威胁人类健康的重要因素。鉴于此, 本文不仅考虑传统福利经济学分析中的货币因素, 也将与环境污染紧密相关的公众健康水平纳入分析框架, 使构建的环境福利绩效指标有更强的现实解释力。

基于非参数估计的 DEA 技术被广泛应用于环境绩效分析, 并逐渐成为环境经济学定量分析的重要工具(宋马林和王舒鸿 2013)。然而, 传统 DEA 模型难以揭示投入产出系统内部导致整体效率上升或下降的具体原因。为此, Kao(2009) 提出具有链状和并联结构的关联网 DEA 模型来解决“黑箱”内部效率的测度问题。依据两阶段网络 DEA 模型的研究思路(Song et al., 2014a), 本文构建了考虑环境污染和健康因素的关联网 DEA-Hybrid-Network 模型, 其优势在于可将决策单元的系统效率值根据不同节点进行分解, 从而突破了传统分析仅考虑宏观投入与产出的局限, 将现实中的环境污染对居民健康的微观影响纳入分析框架。该模型的具体构建思路如下:

由图 1 可知, 模型节点 1 的投入要素为资本($Z_o^{1,1}$)、劳动($Z_o^{1,2}$) 和能源($Z_o^{1,3}$)。期望产出为 GDP($Z_o^{2,1}$) , 非期望产出为工业氮氧化合物($Z_o^{2,2}$)、工业二氧化硫($Z_o^{2,3}$) 和工业固体废弃物($Z_o^{2,4}$) 三

^① 数据来源: World Health Organization, “Quantifying Environmental Health Impacts”, 参见 http://www.who.int/quantifying_ehimpacts/national/countryprofile/en/#C。

种污染物的产生量。^① 类似宋马林和王舒鸿(2013)的思路,本文将节点1的绩效值视作考虑环境因素的宏观经济发展绩效;同时节点1的产出将作为节点2的投入要素,与医疗条件($Z_0^{2,5}$)、医疗支出($Z_0^{2,6}$)等投入相结合,最终得到期望产出 $Z_0^{3,1}$ 、 $Z_0^{3,2}$ 、 $Z_0^{3,3}$ 、 $Z_0^{3,4}$ 和 $Z_0^{3,5}$;节点2的绩效值可视为考虑民众健康状况的微观环境福利绩效。

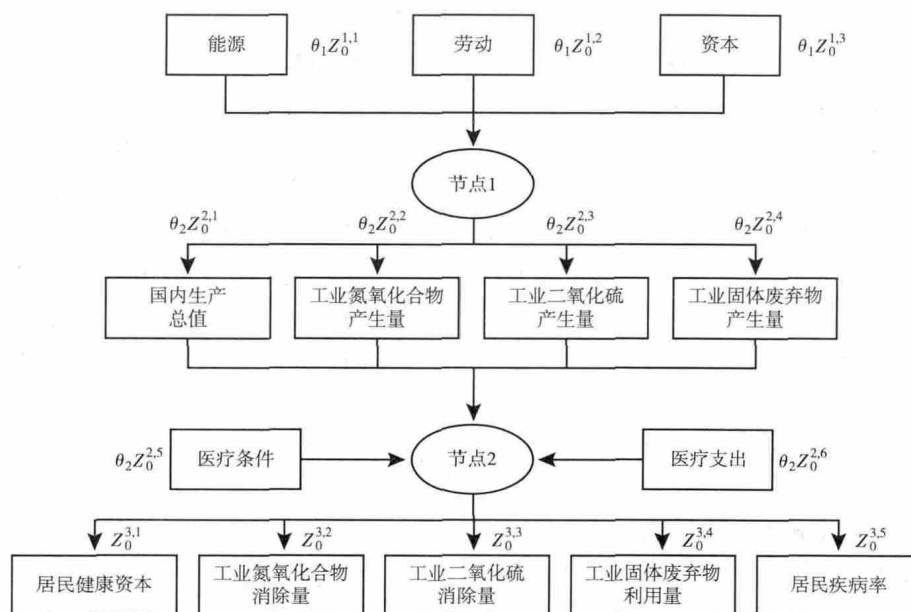


图1 基于关联网络的 DEA-Hybrid-Network 模型及绩效分解

在具体的投入和产出指标选取方面,由于海南、西藏与港澳台等地区的数据缺失较多,本文在节点1中选择2002—2014年中国29个省份的资本存量(万元)、就业人数(万人)与能源消耗量(万吨标准煤)作为投入指标。其中,资本存量估算参考了张军等(2004)的思路,并进行了拓展。本文将国内生产总值作为期望产出,选择区域工业氮氧化物、工业二氧化硫与工业固体废弃物等污染物的产生量作为节点1的非期望产出指标;在节点2中选择各省份城镇与农村居民平均医疗支出作为医疗支出指标,将每万人中医疗人员数量作为区域医疗条件指标,选择以每万人门诊人数刻画出的区域居民疾病率作为非期望产出指标。World Health Organization(2000)与United Nations(2003)等在评估国家或地区人口健康水平时主要选择预期寿命和儿童死亡率指标,医学研究证实环境污染对于孕妇健康和围产儿死亡率的影响尤为显著(Medeiros et al., 2009),故本文选择围产儿存活率作为区域民众的健康资本替代变量,由于工业氮氧化物、工业二氧化硫与工业固体废弃物等污染消除量体现了区域环境治理的成果,故本文将其和健康资本均视作期望产出。上述数据源于历年《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》和《中国卫生统计年鉴》。

求解节点1和节点2的效率值时,由于能源投入与污染、污染与居民疾病率之间均有不可分割的(Un-separable)关系,投入与产出并非等比例改进,故应采用Tone & Tsutsui(2006)提出的考虑不可分割的混合径向 DEA-Hybrid 模型,其优点在于可兼顾投入产出关系中的径向与非径向特征。本文将考虑非期望产出的超效率 DEA-Hybrid 模型与关联网络 DEA-Network 模型结合,构建 DEA-Hybrid-Network 模型如下:

^① 污染物产生量为企业在生产过程中产生的污染物绝对量,只有通过地方政府提供的污染治理设施或企业自身购置的减排设备进行吸收过滤和沉降分解等处理,才能最终排放到环境中并对人体健康产生影响;排放量指产生量减去污染消除量之后排放到环境中的剩余污染物。

$$\begin{cases}
 \text{Min}(\theta_1 + \theta_2) \\
 \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,1} \leq \theta_1 z_o^{1,1}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,2} \leq \theta_1 z_o^{1,2}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,3} \leq \theta_1 z_o^{1,3}, \\
 \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,4} \geq \theta_2 z_o^{1,4}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,5} \leq \theta_2 z_o^{1,5}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,6} \leq \theta_2 z_o^{1,6}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^1 z_j^{1,7} \leq \theta_2 z_o^{1,7}, \\
 \lambda_j^1 \geq 0 \quad j = 1, \dots, n \quad j \neq o; \\
 \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,1} \leq \theta_2 z_o^{2,1}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,2} \leq \theta_2 z_o^{2,2}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,3} \leq \theta_2 z_o^{2,3}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,4} \leq \theta_2 z_o^{2,4}, \\
 \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,5} \leq \theta_2 z_o^{2,5}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,6} \leq \theta_2 z_o^{2,6}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,7} \geq z_o^{3,1}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,8} \geq z_o^{3,2}, \\
 \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,9} \geq z_o^{3,3}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,10} \geq z_o^{3,4}, \sum_{j=1, \neq o}^n \lambda_j^2 z_j^{2,11} \leq z_o^{3,5}, \\
 \lambda_j^2 \geq 0 \quad j = 1, \dots, n \quad j \neq o;
 \end{cases} \quad (1)$$

$$\theta^* = \text{Min} \frac{1 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^{m_1} (S_i^{s-}/x_{io}^s) + m_2(1-a) \right)}{1 + \frac{1}{r} \left(\sum_{r=1}^{r_1} (S_r^{sg}/y_{ro}^{sg}) + r_2(1-a) \right)} \quad S_i^{s-} \geq 0, S_r^{sg} \geq 0, 0 \leq a \leq 1 \quad (3)$$

式(1)——(2) 分别为求解节点 1—2 效率值的约束条件,式(3) 为求解单个节点效率值采用的混合径向 DEA-Hybrid 模型形式。 $m = m_1 + m_2$ m_1 和 m_2 分别表示 m_1 种可分的投入要素和 m_2 种不可分的投入要素(譬如能源) 种类数; $r = r_1 + r_2$ r_1 和 r_2 分别表示 r_1 和 r_2 种可分的期望产出和不可分的非期望产出种类数; S_i^{s-} 和 S_r^{sg} 分别表示可分的投入要素和可分的期望产出的松弛量(Slack)。本文采用规模报酬不变(Constant Returns to Scale, CRS) 假设进行了相应测算。

(二) 地方保护水平测度

根据“冰川成本”假设(桂琦寒等 2006; Song et al. 2014b), 本文结合“价格法”评测产品市场整合程度的思路, 依据各地区要素的相对价格信息构建要素市场分割指数, 以反映区域地方保护水平的强弱。参考金培振(2015) 的思路, 针对传统研究未能考虑地理距离影响市场分割的分析局限进行修正, 将分析对象由地理邻近省份的要素互动关系进一步拓展至全国各省份之间的要素互动关系。假设有 A 和 B 两个地区, 如果 A 地某一种要素价格为 P_A , 在 B 地价格则为 P_B , 由于 A、B 地区之间要素流动存在冰山成本 $P_A C$ (C 为单位成本占单位价格比例), 则当且仅当 $P_A - P_A C > P_B$ 时, 两地之间存在的要素套利空间将会导致要素由 B 地流向 A 地, 而如果未能满足上述条件, 则要素相对价格处于无套利空间 $[1 - C, 1/(1 - C)]$ 内。受到地方保护和市场分割等壁垒的影响, 则要素在低市场整合度中的相对价格波动范围将会随之扩张。在具体评测中, 本文采用 3 维数据(时间、地区、要素种类, 即 $t \times m \times k$) , 时间范围为 2002—2014 年, 地区范围限定为 29 个省份, 要素种类包括农林牧渔业、采矿业、制造业、电力燃气及水生产、建筑业、交通运输、信息传输、批发零售业、金融业、房地产业、租赁及商务服务业、科学研究及综合技术服务、水利及环境、教育卫生及社会保障、公共管理及社会组织等 15 类细分行业的劳动要素, 设备器具购置、建筑安装工程和其他费用等 3 类资本要素, 以及燃料动力、黑色金属材料、有色金属材料、化工原料、木材及纸浆、建材及非金属矿、其它工业原料及半成品、农副产品和纺织原料等 9 类原材料要素。

首先计算各省份之间的要素相对价格绝对值 $|\Delta Q_{ij,t}^k|$, $\Delta Q_{ij,t}^k = \ln(P_{i,t}^k/P_{j,t}^k) - \ln(P_{i,t-1}^k/P_{j,t-1}^k)$, 其中 k 表示第 k 种要素, 据此可依据 27 类要素的价格信息得到 13 年 406 个省份配对组的数据, 共计 142506 个相对价格指标 $|\Delta Q_{ij,t}^k|$, 进而采用去均值的方法(陆铭和陈钊 2009), 将与特定要素相联系的固定效应引致的系统偏误消除。假设 $|\Delta Q_{ij,t}^k|$ 由 a^k 和 $\varepsilon_{ij,t}^k$ 两部分构成, 前者表示仅与要素种类 k 相关, 后者则与 i, j 两地的特殊市场环境有关, 通过去均值处理测得第 t 年要

素 k 在 406 个省份配对组之间的平均值 $\overline{\Delta Q_t^k}$, 进而得到 $|\Delta Q_{i,j,t}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|} = (a^k - \overline{a^k}) + (\varepsilon_{i,j,t}^k - \overline{\varepsilon_{i,j,t}^k})$, 令 $q_{i,j,t}^k = \varepsilon_{i,j,t}^k - \overline{\varepsilon_{i,j,t}^k} = |\Delta Q_{i,j,t}^k| - \overline{|\Delta Q_t^k|}$ 。最后, 计算 $q_{i,j,t}^k$ 的方差 $VAR(q_{i,j,t}^k)$, 且其仅与区域之间的地方保护与市场分割因素有关, 表示每年各省份某要素的市场整合度指标, 也反映因受市场分割因素影响导致的套利区间大小。将 406 个省份配对组的要素市场分割指数按省份来合并, 则某省份的市场分割程度指标可以依据该省份与其他 28 个省份的市场分割指数平均值测算得到。

在要素市场分割水平的测度中, 本文考虑利用劳动、资本和原材料等三类要素的价格指数进行测度。由于中国统计年鉴并未提供 15 类细分行业的劳动要素价格指数, 故本文依据各类从业人员的年均工资数据计算环比指数, 以此度量不同行业的劳动要素价格变动水平。此外, 本文利用 Arcgis 9.3 软件和 Stata 11 软件绘制了要素市场分割指数的区域分布图和核密度图, 更明晰地揭示了区域差异及其随时间的变化趋势, 见图 2—3。图 2 表明以要素市场分割水平刻画的地方保护呈现较明显的区域差异, 其中新疆、甘肃、内蒙古、辽宁、河北和山西等北方地区的市场分割程度较高, 而福建、广东、湖南与云南等南方地区市场分割水平较低, 原因可能在于, 南方相对于北方地区经济开放的时间较早、水平较高, 尤其是东南沿海经济区发展外向型经济, 有利于劳动、资本和原材料等要素的自由流动。针对 2002、2008 和 2014 等年份的中国区域要素市场分割水平进行核密度分析可知, 波峰在 2002—2008 年间呈由左至右的迁移, 而在 2008—2014 年呈由右至左收缩态势, 意味着中国区域要素市场的分割水平呈现先发散而后趋于收敛态势。

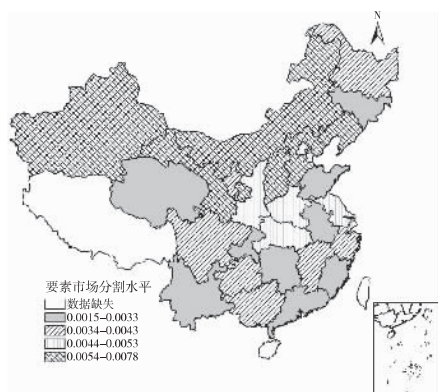


图 2 中国各省份要素市场分割水平(2014 年)

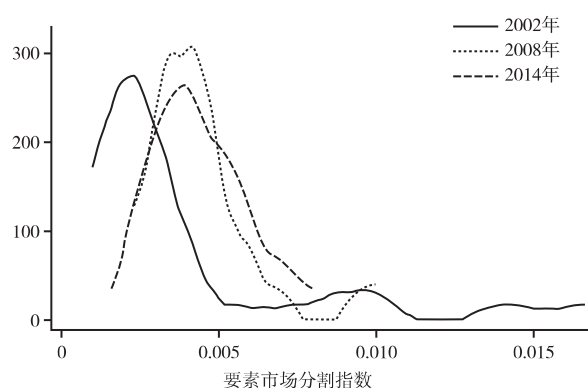


图 3 要素市场分割水平核密度(2002—2014 年)

(三) 区域资源错配水平测度

参考林伯强等(2013)的思路, 采用各地区要素市场发育程度与要素市场发育程度最高的相对差距作为资源错配指标, 即 $RM_{i,t} = [\max(factor_{i,t}) - factor_{i,t}] / \max(factor_{i,t}) \times 100$, 其中 $factor_{i,t}$ 为要素市场发育程度指数。由于樊纲等(2011)发布的数据仅更新至 2009 年, 未发现后续年份相关数据。为实现数据来源的客观性和准确性, 本文分别基于“引进外资水平”、“人口结构变化”、“金融业活跃度”和“科技成果市场化”等 4 个维度, 选择外商直接投资占 GDP 比重、城市人口占比、地区金融市场交易额占 GDP 比重和单位研发人员的科技成果成交额等指标, 利用全局主成分分析法测度得到 2002—2014 年各省份要素市场发育程度指数, 其中地方金融市场成交额数据源自 Wind 金融数据库中提供的各省份股票、基金和债券成交额之和, 其他指标分别来自《中国统计年鉴》与《中国科技统计年鉴》。

(四) 其他控制变量选择

本文用地方一般性财政支出占 GDP 比重来刻画政府调控经济的能力; 使用区域外贸依存度指标刻画对外开放水平; 由于资源能源等要素的流动可能与区域之间的物流水平相关, 用人均货运周

转量来表示区域物流发展水平;用人均移动通讯设备数量来刻画区域信息的通畅程度;此外,关于资源错配对区域环境福利绩效的影响研究,将纳入工业企业所有制结构(以规模以上国有企业工业产值占比表示)、区域网民占人口比重衡量的互联网普及率、人均环保信访来信、来电及网络投诉量刻画的民众环保诉求、区域工业环境治理投资占工业产值比重衡量的工业环境治理水平等作为控制变量,上述数据均来自《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国环境年鉴》等。表1为指标的描述性统计。

表1 主要指标的描述性统计(2002—2014)

指标	符号	均值	标准差	最小值	最大值
要素市场分割指数	FS	0.006	0.007	0.001	0.077
资源错配水平	RM	0.795	0.199	0.001	0.960
宏观经济发展绩效	MEP	1.189	0.605	0.406	4.814
微观环境福利绩效	EWP	1.149	0.236	0.603	2.507
政府调控能力	Gov	0.192	0.086	0.079	0.612
外贸依存度	Op	0.338	0.422	0.040	1.800
互联网普及率	Internet	0.250	0.184	0.010	0.740
物流水平	Logis	1.092	1.899	0.090	13.710
通讯水平	Commu	0.799	0.386	0.130	2.280
工业企业所有制结构	Os	0.437	0.198	0.100	0.830
民间环保诉求	Cep	0.001	0.001	0.000	0.004
工业环境治理水平	Eg	0.004	0.004	0.000	0.029

四、计量分析

(一) 地方保护与资源错配的关系分析

为验证地方保护引致的要素市场分割是否会导致区域资源错配,本文将区域资源错配水平作为因变量,要素市场分割作为核心自变量,同时纳入地方政府干预、区域通讯水平、物流水平和贸易依存度等指标作为控制变量。由于低端要素依赖的粗放式增长模型可能存在着路径依赖效应(袁志刚,2013),则资源错配形成的路径依赖也可能使地方政府为实现任期内的经济增长与充分就业目标而提升地方保护程度,从而加剧要素市场分割水平。这表明二者之间存在互为因果的内生性问题,而且考虑到地方保护可能与遗漏变量存在关联性,故通过取资源错配水平的滞后一期项来构建动态面板数据模型,并采用GMM估计来处理模型中的内生性问题。此外,对要素市场分割等变量取对数以消除极端值对异方差的影响,同时控制区域和时间固定效应 μ_i 、 γ_t 构建计量模型(4):

$$RM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RM_{it-1} + \alpha_2 \ln FS_{it} + \alpha_3 Gov_{it} + \alpha_4 Op_{it} + \alpha_5 Internet_{it} + \alpha_6 Logis_{it} + \alpha_7 Commu_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

本文首先采用最小二乘估计(OLS)和双向固定效应模型(Two-way FE)进行估计,并将其估计结果作为参照系。然后选择差分GMM模型(DIFF-GMM)和系统GMM模型(SYS-GMM)对地方保护与资源错配的关系进行计量检验,由于GMM两步估计(GMM two-step)得到的标准误能显著降低小样本情况下的估计偏差,故本文对两类GMM模型均采用了两步估计。表2中的差分GMM和系统GMM的Sargan检验结果均表明,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设(P值均大于0.1),证明工具变量不存在过度识别问题;残差序列相关性的Arrellano-Bond AR(1)和AR(2)检验表明,两类GMM模型均存在误差项的一阶序列相关,但不存在二阶序列相关。

表 2 中国区域要素市场分割对资源错配的影响检验

变量	(1) OLS	(2) Two-way FE	(3) Diff-GMM	(4) SYS-GMM
$RM_{i,t-1}$	0.689 ^{***} (21.22)	0.183 ^{***} (7.45)	0.682 ^{***} (25.15)	0.932 ^{***} (15.03)
$LnFS_{i,t}$	0.007 (1.17)	0.006 [*] (1.66)	0.007 ^{***} (3.44)	0.011 ^{**} (2.49)
$Gov_{i,t}$	-0.086 [*] (-1.91)	-0.169 ^{**} (-2.12)	0.165 ^{***} (5.01)	0.105 (1.17)
$Op_{i,t}$	-0.141 ^{***} (-7.71)	-0.084 ^{***} (-3.42)	-0.008 ^{**} (-2.11)	-0.050 ^{***} (-3.58)
$Internet_{i,t}$	0.072 (1.52)	0.010 (0.19)	-0.063 ^{***} (-8.05)	-0.071 (-1.00)
$Logis_{i,t}$	-0.004 [*] (-1.87)	-0.003 (-1.15)	0.004 ^{***} (18.14)	0.005 ^{***} (5.58)
$Commu_{i,t}$	-0.003 (-0.11)	0.071 ^{**} (2.38)	0.071 ^{***} (8.86)	0.079 ^{***} (3.70)
Cons	0.337 ^{***} (7.59)	0.690 ^{***} (20.38)	0.220 ^{***} (7.72)	0.069 (1.48)
Hausman Test		1480.62 ^{***}		
个体/时间效应		有		有
AR(1) Test			-3.183 [0.00]	-3.267 [0.00]
AR(2) Test			1.083 [0.28]	1.055 [0.29]
Sargan Test			27.394 [0.12]	16.604 [0.99]
R ²	0.892	0.487		
工具变量数			28	61

注：扩号为估计系数 T 值或 Z 值，其中^{***}、^{**}、^{*} 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。Sargan 检验和 AR(2) 检验提供检验的 P 值。

Bond(2002)指出,当 GMM 估计中的因变量滞后一期项的系数值位于 OLS 和 FE 估计的系数值之间,GMM 估计结果才是有效的。依据 Bond(2002) 并对比差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果,可知前者的整体估计质量优于后者,故本文将主要依据差分 GMM 的估计结果进行分析。其中(2) — (4) 中作为核心自变量的要素市场分割与资源错配之间均存在显著正向影响,证实地方保护的增强将加剧区域资源错配。原因在于地方保护通过行政区域划分割裂了区域间的经济联系并限制了要素自由流动,使得区域资源无法依据市场配置机制进入边际生产率更高的区域,从而导致资源的低效率配置。

在其他控制变量中,政府调控能力 $Gov_{i,t}$ 在 1% 显著性水平下的估计系数为 0.165,表明地方政府财政支出占比与资源错配之间存在正相关关系。事实上,晋升锦标赛中的地方政府往往会制定偏向性的财政支出政策,尤其是在钢铁、电解铝、光伏、新能源汽车等大型项目的建设方面存在盲目上马、重复建设等现象,造成了产能过剩和资源误置。外贸依存度刻画的区域对外开放水平 $Op_{i,t}$ 与资源错配水平有较显著的负向关联,新新贸易理论认为出口贸易将使劳动、资本和原材料等生产要素由低效率企业流向高效率企业,从而抑制了行业内资源错配程度,并提升了行业生产效率(Melitz, 2003)。互联网普及率 $Internet_{i,t}$ 在 1% 的显著性水平上估计系数为 -0.063。当前以互联网技术为支撑的 B2B、物联网、云计算等已经开始整合行业产业链,有效降低企业的成本并实现了效率提升。物流水平 $Logis_{i,t}$ 与资源错配有正相关关系,统计数据表明天津、上海和辽宁等东部沿海地区作为国内重要的货运周转枢纽,其人均货运周转量远远高于中西部内陆地区。尤其是原材料等要素流动过于依赖以上枢纽地区将导致资源在区域间分布的不均衡,从而引发资源错配效应。

(二) 地方保护与区域环境福利绩效的损失

1. 空间计量模型构建与空间权重矩阵设置

前文已述,传统研究往往忽视区域之间的空间依赖性和地理溢出效应,这将导致计量估计结果产生严重偏误。为解决以上弊端,LeSage & Pace(2010) 通过构建面板空间交互模型,将空间误差模型和空间滞后模型的两类假设一并纳入,形成了更一般化的空间 Durbin 模型;Elhorst(2010) 通

过数值模拟方法证实空间 Durbin 模型相对于其他模型通常有更无偏的估计结果,其设定形式见模型(5)。通过对参数 ρ 、 θ 和 λ 的关联演化,可以变形为空间滞后 SAR 和空间误差 SEM 模型(侯新烁等 2013),参见模型(6) — (7)。其中,模型(5)中的 w_{ij} 表示空间权重矩阵 W 中的元素。

$$Y_{it} = a + \beta^T X_{it} + (\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}) + \sum_{k=1}^K (\theta_k \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{kjt}) + \varphi_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = a + \beta^T X_{it} + (\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Y_{it} = a + \beta^T X_{it} + (\lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} \varphi_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

需要指出的是,空间权重矩阵设置对计量估计的结果影响较大。基于引力模型的思想,本文综合考虑不同地区间的经济规模和地理距离对要素流动性的影响,构造空间计量模型中的权重矩阵 W ,当 $i \neq j$ 时 $w_{ij} = (\overline{Q_i} \times \overline{Q_j}) / d_{ij}^2$,当 $i = j$ 时 $w_{ij} = 0$ 。其中 $\overline{Q_i}$ 和 $\overline{Q_j}$ 分别表示两个省份的平均人均实际 GDP 水平, d_{ij} 是以两个区域省会之间最近的铁路距离刻画的地理距离,铁路里程源于中国铁路总公司发布的数据。本文使用面板全局 Moran1 检验来判定空间自相关性, Moran1 指数为 13.44 且在 1% 水平下显著,证实本文的分析应基于空间计量模型展开。

2. 地方保护及资源错配对区域宏观经济绩效的影响

由于本文的网络 DEA 模型的节点 1 仅考虑资本、劳动和能源等投入要素以及 GDP、环境污染物产生量等期望与非期望产出,故将其视作区域的宏观经济绩效并实证分析地方保护对该绩效的具体影响。本文以区域要素市场分割水平指标 FS_{it} 来刻画地方保护,同时纳入其与资源错配水平的交互项 $FS_{it} \times RM_{it}$ 。^① 表 3 中的 OLS 估计结果以及 LM、Robust-LM 检验均表明存在显著空间相关性,此时应考虑一般化的空间 Durbin 模型,进而 Hausman 检验提示应采用随机效应进行估计,并且 Wald-spatial-lag 检验和 Wald-spatial-error 检验均以 1% 的显著性水平证实空间 Durbin 模型不会退化至空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。故本文主要基于式(7)的估计结果进行分析,并将其他模型估计结果作为参照系一并列出。式(6)、(7)、(10)、(11)的空间滞后项系数均为正值且在 1% 的水平下显著,意味着区域宏观经济绩效一方面取决于本地区自变量的影响;另一方面,区域之间存在着经济竞争与经济互补特征,使本地区的宏观经济绩效还受到其他区域宏观经济发展的正向空间关联影响。式(6) — (11)中的地方保护行为和资源错配水平对于区域宏观经济绩效的影响并不显著,二者交互项也呈现类似结果。原因可能是一定程度的地方保护通过扭曲区域要素价格来保护区域传统落后产业或新生幼稚产业免受外部企业进入引致的自由竞争,短期内起到扩大区域产出规模和刺激经济增长的作用,而环境污染对区域发展产生的抑制作用可能被区域的经济增长所掩盖,表明本文网络 DEA 模型节点 1 测度的宏观经济绩效未能客观反映区域民众享有的环境福利。

其他控制变量中,地方政府通过扩大财政支出规模可能会促进区域经济增长并推动区域宏观经济绩效的改善;民间环保诉求与区域宏观经济绩效之间存在显著正相关关系(估计系数为 171.826 且在 1% 水平下显著),这也与 Zhang et al. (2015) 关于民间环保的研究结论相似;较高的环境治理投资占比可能在生产过程中通过抑制污染物的形成,从而对宏观经济绩效提升带来积极影响;较高的国有经济占比与区域宏观经济绩效之间存在着显著的负向关联,即国有企业相对民营企业而言通常存在着较多的要素投入冗余,尤其是部分区域的国有企业生产效率低下、改革步伐艰难,这已经成为制约区域经济发展的顽疾。

^① 本文中的交互项采用了去中心化处理,以削弱交互项与构成交互项的低次项之间的多重共线性问题。

表 3 地方保护及资源错配对区域宏观经济绩效影响的统计检验

变量	(5) OLS	(6) SDM-FE	(7) SDM-RE	(8) SEM-FE	(9) SEM-RE	(10) SAR-FE	(11) SAR-RE
$FS_{i,t}$	-1.662	-1.604	-1.015	-0.553	-0.403	-1.968	-2.668
$RM_{i,t}$	-0.152	0.152	0.180	0.039	0.023	0.037	-0.088
$FS_{i,t} \times RM_{i,t}$	38.537	26.440	29.791	19.964	17.386	31.098	26.442
$Os_{i,t}$	-0.587***	0.273	0.261	-0.084	-0.149	-0.115	-0.376***
$Gov_{i,t}$	2.507***	2.944***	2.950***	3.559***	3.111***	2.738***	1.540***
$Cep_{i,t}$	134.134***	172.486***	171.826***	203.324***	193.398**	177.384***	110.737***
$Eg_{i,t}$	20.404***	13.560***	17.048***	14.578***	14.653***	13.055***	8.201*
$Internet_{i,t}$	-0.710***	-0.528***	-0.516***	-0.829***	-0.768***	-0.663***	-0.505***
$W* FS_{i,t}$		3.901	6.127				
$W* RM_{i,t}$		-0.277	-0.309				
$W* (FS_{i,t} \times RM_{i,t})$		79.910*	92.953***				
$W* Os_{i,t}$		-1.307***	-1.449***				
$W* Gov_{i,t}$		-0.224	0.391				
$W* Cep_{i,t}$		7.805	47.567				
$W* Eg_{i,t}$		3.144	6.344				
$W* Internet_{i,t}$		-0.615*	-0.808**				
intercept	-0.139**				-0.473***		-0.096*
$W* dep. var$		0.704***	0.541***			0.720***	0.648***
teta			0.997***		0.001		0.997
Spat. aut				0.722***	0.785***		
R^2	0.251	0.641	0.514	0.453	0.581	0.589	0.498
lik	-130.079	-23.808	-2871298.2	-31.406	-49.172	347.798	-2435015.3
Corr2		0.254	0.350	0.333	0.210	0.078	0.155
Wald-spatial-lag		17.595**	21.865***				
LR-spatial-lag		19.398**					
Wald-spatial-error		28.490***	34.117***				
LR-spatial-error		15.196**					
LM-lag	127.915***			65.284***	18.457***	17.395***	26.249***
R-LM-lag	0.436			4.007**	16.787***	103.448***	0.001
LM-error	162.766***			73.722***	5.311**	1.311	29.397***
R-LM-error	35.287***			12.446***	3.641**	87.364***	3.149*
Hausman test		18.502		-2.566		-338.658	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 限于篇幅估计系数的 T 值未列出。

3. 地方保护及资源错配对区域环境福利绩效的影响

尽管尚无证据表明地方保护及资源错配对区域宏观经济绩效产生了显著影响, 但仍有必要进一步考察其是否影响了民众的环境福利水平。本文将网络 DEA 模型节点 2 测度的区域环境福利绩效作为因变量, 进一步考察地方保护及资源错配与区域环境福利绩效的关系, 结果见表 4。

表 4 地方保护及资源错配对区域环境福利绩效影响的统计检验

变量	(12) OLS	(13) SDM-FE	(14) SDM-RE	(15) SEM-FE	(16) SEM-RE	(17) SAR-FE	(18) SAR-RE
$FS_{i,t}$	-1.071	-1.494*	-1.660**	-1.410*	-1.642**	-1.513*	-1.621*
$RM_{i,t}$	-0.134***	-0.042	-0.048	-0.085**	-0.110**	-0.059*	-0.081**
$FS_{i,t} \times RM_{i,t}$	9.401	6.471	8.144	6.967	8.010	6.656	5.703
$Os_{i,t}$	-0.284***	0.037	0.034	-0.053	-0.077	-0.057	-0.105***
$Gov_{i,t}$	0.087	0.420***	0.362***	0.454***	0.316**	0.343***	0.137*
$Cep_{i,t}$	9.897	39.680***	34.937***	42.872***	41.830***	34.519***	16.042
$Eg_{i,t}$	1.693	2.600	3.269*	2.933	2.368	2.951	1.537
$Internet_{i,t}$	-0.129**	-0.084	-0.063	-0.127**	-0.114**	-0.099**	-0.066
$W* FS_{i,t}$		1.988	1.826				
$W* RM_{i,t}$		-0.056	-0.056				
$W* (FS_{i,t} \times RM_{i,t})$		2.021	10.124				
$W* Os_{i,t}$		-0.343**	-0.367***				
$W* Gov_{i,t}$		-0.137	-0.003				
$W* Cep_{i,t}$		-36.276	-24.095				
$W* Eg_{i,t}$		3.902	5.570				
$W* Internet_{i,t}$		-0.080	-0.124				
intercept	0.158***				-0.005		0.028
$W* dep. var$		0.663***	0.512***			0.669***	0.759***
teta			0.997***		0.001		0.997***
Spat. aut				0.641***	0.804***		
R^2	0.147	0.599		0.460	0.524	0.589	0.503
lik	233.751	353.172	-618517.830	349.567	313.378	347.798	-255940.930
Corr2		0.125	0.142	0.100	0.027	0.078	0.054
Wald-spatial-lag		9.813	10.428				
LR-spatial-lag		10.747					
Wald-spatial-error		9.448	12.076				
LR-spatial-error		7.209					
LM-lag	151.344***			56.125***	79.272***	17.395***	63.586***
R-LM-lag	5.392**			0.346	472.674***	103.448***	814.996***
LM-error	146.247***			59.668***	4.201**	1.311	6.189**
R-LM-error	0.295			3.889	397.608***	87.364***	757.598***
Hausman test		5.972		-5.326		-53.629	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

由表 4 可知, 尽管 OLS 模型的 LM 及 Robust 检验表明应首先考虑空间 Durbin 模型进行估计, 然而 Wald-spatial-lag 检验和 Wald-spatial-error 检验均未通过 10% 的显著性检验, 表明空间 Durbin 模型将退化至更特殊化的空间滞后模型(SAR) 或空间误差模型(SEM)。进而, Hausman 检验结果表明 SAR 和 SEM 模型均应采用随机效应估计。Anselin & Florax(1995) 认为如果空间依赖性检验

中发现 LM-lag 较 LM-error 在统计上更加显著,则空间滞后模型相对空间误差模型可能更加适合。故本文将主要依据 SAR-RE 模型展开分析,并将其他模型的估计结果作为参照系一并列出。

与表 3 中地方保护对于区域宏观经济绩效的影响有所不同,表 4 证实了地方保护和资源错配对区域环境福利绩效有显著的抑制效应,式(13)一(18)中作为核心自变量的要素市场分割和资源错配均与区域环境福利绩效之间存在显著负向关系,但交互项并不显著。这也表明倘若地方政府通过扭曲要素价格来提升区域的地方保护水平,不仅可能引致资源错配效应,而且地方保护和资源错配也会进一步导致区域环境福利绩效的扭曲。其他控制变量中,国有经济占比与区域环境福利绩效之间呈负相关关系,其原因可能是民营经济等非国有经济通常有更强的资源节约和成本控制意愿,有利于减少区域的环境污染及其引致的居民健康威胁。地方财政支出规模与区域环境福利绩效之间存在着正向关联,原因在于地方医疗卫生支出合计占地方财政支出合计比重由 2002 年的 4.04% 提升至 2014 年的 7.81%,多数地区的占比情况也呈明显上升趋势,从而为地方的医疗基础设施建设和医疗卫生人才培养提供了坚实的财力保障。其他控制变量的估计结果并不显著,在此不赘述。以上计量结果初步证实了地方保护及资源错配对区域环境福利绩效的抑制效应。然而, $W^* \text{ dep. var}$ 的估计系数为 0.759 且在 1% 的水平下显著,表明区域间的环境福利绩效相互依赖并最终形成了均衡的结果,区域间还可能存在着空间溢出效应。

4. 地方保护及资源错配的空间溢出效应检验

本文基于表 3 和表 4 中 SDM-RE 模型和 SAR-RE 模型的估计结果,进一步将地方保护和资源错配对于区域宏观经济绩效和微观环境福利绩效的空间效应分解为直接效应和间接效应。直接和间接效应是评价不同变量变动冲击对整个系统内各变量影响的有效手段(侯新烁等,2013),是否存在空间溢出效应可根据间接效应显著性进行判定(Elhorst et al., 2010),结果见表 5。

模型(19)中,并非所有自变量均有显著的间接效应,但交互项 $FS_{i,j} \times RM_{i,j}$ 、政府调控能力 $Gov_{i,j}$ 、公众环保诉求 $Cep_{i,j}$ 等指标均存在正向空间溢出效应(间接效应系数为正,且至少在 10% 水平下显著)。这表明当控制了其他地区的资源错配变量,提升地方保护水平可能通过空间溢出改善临近地区的宏观经济绩效,原因是地方政府通过扭曲要素价格进行地方保护,将迫使要素通过市场配置机制流向边际生产率更高的区域并改善流入地区的经济绩效。其他地区的公众环保诉求在遏制本区污染产生量的同时,也对邻近区域产生了正外部性。所有制结构 $Os_{i,j}$ 的间接效应系数为 -2.71 且在 1% 水平下显著,表明国企改革应统筹各地区资金、技术、土地等要素,鼓励不同地区经济、社会和城市群的协同发展,譬如,“京津冀一体化协同发展”战略将有助于释放京津冀地区的国企改革红利。

表 5 地方保护与资源错配的空间溢出效应检验

	变量	(19) SDM-RE	(20) SAR-RE
间接效应	$FS_{i,j}$	11.35(0.99)	-4.842* (-1.82)
	$RM_{i,j}$	-0.45(-0.97)	-0.242**(-2.23)
	$FS_{i,j} \times RM_{i,j}$	226.42**(2.54)	17.051(0.78)
	$Os_{i,j}$	-2.71***(-4.09)	-0.309***(-2.52)
	$Gov_{i,j}$	4.11*** (3.43)	0.405(1.53)
	$Internet_{i,j}$	-2.26***(-3.43)	-0.197(-1.49)
	$Cep_{i,j}$	293.08* (1.83)	47.996(1.39)
	$Eg_{i,j}$	32.27(1.34)	4.357(0.88)

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

基于空间滞后模型(SAR)估计的变量 FS_{it} 和 RM_{it} 的间接效应均显著为负,表明其他地区的地方保护和资源错配在影响自身环境福利的同时,通过区域间因变量的空间依赖加剧了本地区环境福利恶化。原因在于环境污染物集聚与迁移并不受行政区域划分的限制,譬如河流污染和雾霾天气依赖自然条件进行跨区域流动将加剧其他地区环境恶化。因此,区域环境质量的改善更应强调通过区域之间的污染联防联控,健全污染防控信息共享机制,并鼓励能源节约与污染治理等绿色技术的多区域协同创新,从而破解污染跨区域流动导致的环境“双输”困境。

式(20)中的工业所有制结构 Os_{it} 存在显著的负向空间溢出效应,说明应通过全面深化改革加快区域市场化进程。一方面要加快针对国有企业的提质改造以增强企业活力,充分释放改革红利;另一方面要鼓励非公经济发展并充分激发民营经济的创造力,促使区域内部和不同区域之间建立开放、自由的市场机制,切实发挥市场的决定性作用,从而促进区域经济的协调发展。

五、结论与政策含义

本文将居民的健康因素纳入区域发展绩效的分析框架,通过构建DEA-Hybrid-Network模型将各省份总体发展绩效分解为宏观经济绩效与环境福利绩效,并构建要素市场分割指数以系统刻画各省份地方保护水平。考虑到中国各区域间的空间异质性与空间相关性特征,本文采用空间误差、空间滞后和空间Durbin模型等计量方法,考察地方保护和资源错配对区域环境福利绩效的影响,并探讨其存在的空间溢出效应。主要结论如下:

第一,中国各区域以要素市场分割刻画的地方保护水平呈较明显的南北分布差异,要素市场分割水平呈现先发散而后收敛的态势。以要素市场分割刻画的地方保护将加剧区域资源的错配程度,原因在于尚未实现市场在资源配置中的决定性作用时,地方保护通过行政区域划分割裂了区域之间的经济联系并限制要素的自由流动,也使区域资源可能无法依据市场配置机制进入边际生产率更高的区域,从而导致了资源的低效率配置。此外,合理适度的财政支出规模、自由开放的经济环境、较高的互联网普及率均可能通过完善基础设施建设、促进生产要素的跨国自由流动、降低企业交易成本等途径为资源合理配置提供有力支持,从而抑制了资源错配效应。

第二,实证结果表明,并无直接证据证实地方保护和资源错配影响了区域宏观经济绩效。相较之下,地方保护及其引致的资源错配均对区域环境福利绩效有显著抑制效应,证明地方政府通过扭曲要素价格来提升地方保护水平也将扭曲区域环境福利绩效。原因是地方保护可能在短期内起到扩大产出规模和刺激经济增长的作用,所带来的宏观经济绩效改善可能在某种程度上掩盖了环境污染对区域发展的抑制效应,区域居民却将承受环境福利受损的发展代价。

第三,基于各类变量的直接效应和间接效应分析发现,地方保护及资源错配不仅会损害本地区环境福利绩效,同时还将通过空间溢出效应加剧邻近地区的环境福利绩效损失。其他地区的公众环保诉求在遏制本区污染产生量的同时,通过正向空间溢出效应影响了邻近地区的宏观经济绩效,表明区域的环境问题存在高度紧密的空间关联性,具有“治则两利,废则双输”典型特征。工业所有制结构存在负向空间溢出效应,更能说明加快国企改革的必要性和紧迫性,未来应统筹各地区资金、技术、土地等要素,通过区域之间的合理联动共同释放国企改革的红利。

本文研究结果有着丰富的政策含义:首先,应加快破除中国各区域之间的地方保护壁垒,鼓励通过区域要素市场的一体化来促进各类要素自由流动,使客观真实的价格体系成为市场配置资源的准确指示信号。其次,传统孤立的区域粗放增长模式已经难以为继,未来更应强调区域之间经济发展的协同性,在环境治理过程中应建立健全污染防控信息共享机制,同时针对能源节约与污染治理等关键技术展开区域协同创新。最后,应当摒弃以经济增长为核心指标的地方政绩考核标准,地方政府应在尊重市场经济客观规律的前提下科学谨慎地运用经济调控手段,协调兼

顾区域经济发展与环境保护的关系,使民众在分享经济发展成果的同时享有更优质健康的环境福利。

参考文献

- 安虎森、周亚雄 2013 《区际生态补偿主体的研究: 基于新经济地理学的分析》,《世界经济》第 2 期。
- 曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷 2015 《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》第 9 期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2011 《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社。
- 范剑勇、林云 2011 《产品同质性 投资的地方保护与国内产品市场一体化测度》,《经济研究》第 11 期。
- 高敏雪 2002 《环境——经济统计的思路与未来实践》,《统计研究》第 7 期。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊 2006 《中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析》,《世界经济》第 2 期。
- 侯新烁、张宗益、周靖祥 2013 《中国经济结构的增长效应及作用路径研究》,《世界经济》第 5 期。
- 金培振、张亚斌、彭星 2014 《技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应——基于中国工业 35 个行业的经验证据》,《科学学研究》第 5 期。
- 金培振、张亚斌、邓孟平 2015 《区域要素市场分割与要素配置效率的时空演变及关系》,《地理研究》第 5 期。
- 林伯强、杜克锐 2013 《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》第 9 期。
- 刘冲、乔坤元、周黎安 2014 《行政分权与财政分权的不同效应: 来自中国县域的经验证据》,《世界经济》第 10 期。
- 刘培林 2005 《地方保护和市场分割的损失》,《中国工业经济》第 4 期。
- 刘瑞明 2012 《国有企业、隐性补贴与市场分割理论与经验证据》,《管理世界》第 4 期。
- 陆铭、陈钊 2009 《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护》,《经济研究》第 3 期。
- 罗德明、李晔、史晋川 2012 《要素市场扭曲 资源错置与生产率》,《经济研究》第 3 期。
- 宋马林、王舒鸿 2013 《环境规制、技术进步与经济增长》,《经济研究》第 3 期。
- 杨振、陈甬军 2013 《中国制造业资源误置及福利损失测度》,《经济研究》第 3 期。
- 袁志刚 2013 《深化要素市场改革创新对外开放模式》,《经济研究》第 2 期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏 2004 《中国省际物质资本存量估算: 1952—2000》,《经济研究》第 10 期。
- 张宁、胡鞍钢、郑京海 2006 《应用 DEA 方法评测中国各地区健康生产效率》,《经济研究》第 7 期。
- 郑毓盛、李崇高 2003 《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》第 1 期。
- 周黎安 2007 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第 7 期。
- Andersen, Z. J., De Nazelle, A., and Mendez, M. A. et al., 2015, “A Study of the Combined Effects of Physical Activity and Air Pollution on Mortality in Elderly Urban Residents: The Danish Diet, Cancer, and Health Cohort”, *Environmental Health Perspectives*, 123 (6), 41—55.
- Anselin, L., and Florax, R. J., 1995, “Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results”, *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer Berlin Heidelberg.
- Bond, S. R., 2002, “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, *Portuguese Economic Journal*, 1 (2), 141—162.
- Ebenstein, A., 2012, “The Consequences of Industrialization: Evidence from Water Pollution and Digestive Cancers in China”, *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 186—201.
- Elhorst, J. P., 2010, “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar”, *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9—28.
- Fan, C. S., and Wei, X., 2006, “The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China”, *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 682—697.
- Kao, C., 2009, “Efficiency Decomposition in Network Data Envelopment Analysis: a Relational Model”, *European Journal of Operational Research*, 192(3), 949—962.
- LeSage, J. P., and Pace, R. K., 2010, “Spatial Econometric Models”, In M. M. Fischer and A. Getis (Eds) *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*, Springer.
- Medeiros, A. P. D., Gouveia, N., Machado, R. P., De Souza, M. R., Alencar, G. P., Novaes, H. M., and De Almeida, M. F., 2009, “Traffic-related Air Pollution and Perinatal Mortality: A Case-control Study”, *Environmental Health Perspectives*, 117(1), 127—132.
- Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-industry Re-allocation and Aggregate Industrial Productivity”, *Econometrica*, 71 (6), 1695—1725.

- Ryzhenkov, M., 2016, "Resource Misallocation and Manufacturing Productivity: The Case of Ukraine", *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 41—55.
- Sen, A., 1982, *Choice, Welfare and Measurement*, Basil Blackwell.
- Song, M., Wang, S., and Liu, W., 2014a, "A Two-stage DEA Approach for Environmental Efficiency Measurement", *Environmental Monitoring and Assessment*, 186(5), 3041—3051.
- Song, M., Wang, S., and Fisher, R., 2014b, "Transportation, Iceberg Costs and the Adjustment of Industrial Structure in China", *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 32, 278—286.
- Tone, K., and Tsutsui, M., 2006, "Dealing with Undesirable Outputs in DEA: a Hybrid Measure of Efficiency Approach", The 2006 Spring National Conference of Operations Research Society of Japan.
- United Nations, 2003, "Social Indicators: Population Division and Statistics Division of the United Nations Secretariat", see <http://www.un.org/depts/unsd/social>.
- World Health Organization, 2000, "World Health Report: Health Systems-improving Performance", World Health Organization.
- Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1091—1135.
- Zhang, Y., Jin, P., and Feng, D., 2015, "Does Civil Environmental Protection Force the Growth of China's Industrial Green Productivity? Evidence from the Perspective of Rent-seeking", *Ecological Indicators*, 51(4), 215—227.

Regional Protection, Resource Misallocation and Environmental Welfare Performance

Song Malin^a and Jin Peizhen^b

(a: Anhui University of Finance and Economics; b: Hunan University)

Abstract: The 13th Five-year Plan of China has set stricter regulatory standards for environmental pollution, but in the meantime, regional protection and consequent resource misallocation in reality have greatly affected regional environmental welfare performance. Unlike traditional analyses that only considered macroscopic input and output factors, this paper includes health factors of social residents into a microanalysis frame and divides the general development performance of regions in China into macroscopic economic performance and microscopic environmental welfare performance by using the DEA-Hybrid-Network model. Then, effects of regional protection and resource misallocation on regional environmental welfare performance are analyzed based on the provincial panel data during the period of 2002 to 2014. Analysis results show that regional protection that embodied by market segmentation can restrict the free flow of merchandise and factors and further aggravate regional resource misallocation. It can also be seen from the results that although effects of regional protection and resource misallocation on regional macroscopic economic performance are not significant, their obstructive influences on microscopic environmental welfare performance are notable. The results also illustrate that regional protection and resource misallocation can aggravate the losses of environmental welfare performance in other regions through the spatial spillover effect, which indicates that regional environment management features close spatial relevance and mutually-beneficial treatment. Therefore, it will be of great practical significance to improve regional environmental welfare performance by reducing regional protection and market segmentation, and letting market play a decisive role in resource allocation.

Key Words: Regional Protection; Resource Misallocation; Environmental Welfare Performance; Network-Hybrid Data Envelopment Analysis; Spatial Spillover Effect

JEL Classification: C61, Q56, R58

(责任编辑: 林 一)(校对: 梅 子)