

环境规制、要素集聚与 全要素生产率的门槛效应研究

陶长琪, 周璇

(江西财经大学 数量经济研究所, 江西 南昌 330013)

摘 要: 在非线性经济计量的理论上, 以环境规制强度和要素集聚度为门槛变量构建面板门槛回归模型, 探究环境规制、要素集聚对环境全要素生产率及其分解的影响力度。结果表明, 环境规制对环境全要素生产率及其分解分别存在双重、三重和单一门槛效应, 要素集聚则分别存在三重、双重和双重门槛效应; 省域环境规制强度和要素集聚度的作用效应出现了明显的“两极分化”现象; 政府应适度控制环境规制力度, 使环境规制强度向中等组转移, 实现环境全要素生产率的正外部性。此外, 各省市不断跨越要素集聚度的门槛水平, 是实现环境全要素生产率增长规模经济、促进经济环境协同发展的关键。

关键词: 环境规制; 要素集聚; 全要素生产率; 门槛效应

中图分类号: F061.2 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2015) 01-0010-13

DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2015.01.002

一、引言

省域经济发展边缘线的日渐模糊使区域间的创新合作日益频繁, 区域创新合作网络中因要素集聚而形成的规模经济效益不断凸显, 不断提升区域产业效率。省域资源禀赋的差异使地区发展各具特色, 但环境污染、资源枯竭等问题的出现又使省域发展表现出趋同性。而政府应如何合理集聚各类要素, 把握对环境的管制力度, 实现区域环境全要素生产率的提升, 将是今后研究的主流。本文通过分析要素集聚度、环境规制制度的门槛条件, 探究环境全要素生产率增长与要素集聚结构性转变的触发条件, 并阐释分类要素对生产率增长的作用方式。

全要素生产率增长助力省域经济发展, 是省域生产效率改善的关键驱动力。测算全要素生产率的方法主要有索洛余量法、增长核算法、数据包络分析法 (Malmquist 指数法) 以及随机前沿分析法 (郭庆旺和贾俊雪, 2005; Fare 等, 1994; Ray 和 Desli, 1997; 王志刚等, 2006)。^[1-4] 之后学者们偏好于测算多投入产出情形下的环境全要素生产率, 最早的是基于 Shepard 产出距离函数的 Malmquist 生

收稿日期: 2014-07-25

基金项目: 国家自然科学基金项目“环境约束下要素集聚促进区域产业结构升级的机制研究——基于区域创新能力差异化视角”(71273122); 国家自然科学基金项目“基于知识溢出的区域技术创新驱动与产业结构优化升级耦联机制研究”(71473109); 国家自然科学基金项目“环境约束下区域技术创新效率的空间特征、溢出效应及影响机制研究”(41461025)

作者简介: 陶长琪, 江西财经大学教授, 博士生导师, 主要从事数量经济研究, 联系方式 tcq_822@163.com; 周璇, 江西财经大学博士研究生, 主要从事数量经济研究。

生产率指数,随之出现了基于方向性距离函数的 Malmquist-Luernberger (ML) 生产率指数。由于方向性距离函数考虑到非期望产出,其更多被用于工业环境全要素生产率的测算(涂正革和肖耿,2006;吴军,2009;陈诗一,2010)。^[5-7]继而出现了对上述方法的拓展,其一是基于差值测算方法的 Malmquist 生产率指数(Managi 和 Kaneko, 2006),其二是在松弛量下估算效率损失(Fukuyama 和 Weber, 2009),其三是指数量度方法的综合使用或 Malmquist 生产率指数的分解(王兵等,2010;陶长琪和齐亚伟,2010)。^[8-11]已有文献大多使用上述传统方法测算环境全要素生产率,侧重于环境规制、要素集聚与全要素生产率的关联分析,如石风光和李宗植(2009)分析了全要素生产率、要素投入冲击造成的省域经济差异性,董敏杰等(2012)探究了污染治理与要素投入对工业环境全要素生产率的影响。^[12-13]

国内外学者倾向于使用传统方法测算环境全要素生产率,缺乏对长期中下生产率波动的研究,并且容易出现线性规划无解的情形。而 Oh (2010) 基于全球生产可能性集与定向距离函数,介绍了一种新的对环境敏感的生产率增长指数,即 GML (Global Malmquist-Luenberger) 指数。该指数细化了产出,考虑生产过程中的期望产出(效益增加)和非期望产出(环境污染),侧重分析生产效率的累积变动情况,有利于探究区域经济发展的长期趋势。^[14]本文将 SBM (Slack-based Measure) 方向性距离函数和 GML 指数相结合进行省域环境全要素生产率的测算和分解,巧妙解决了线性规划无解和产出弱可处置性问题,明晰了环境全要素生产率及其分解的作用强度。已有文献大多将环境规制变量引入模型探究经济发展的环境效应,主要从静态或线性角度进行分析。本文使用门槛面板模型细分环境规制强度,以便体现省域环境规制的差异,着力于考虑环境规制引致的变量非线性关联。在要素集聚方面,现有文献大多线性地论证集聚要素对经济增长的促进作用,本文设定要素集聚度为门槛变量,分析要素集聚变动对环境全要素生产率及其他集聚要素的影响力度。

本文从要素集聚度和政府环境管制强度角度进行环境全要素生产率的门槛效应分析。意义在于:第一,使用 SBM 方向性距离函数和 GML 指数测度环境规制、要素集聚下的环境全要素生产率增长,深入分析我国经济增长的持续变动形势,并将其分解成技术进步和效率改进两部分;第二,考虑政府宏观调控措施引致的全要素生产率增长联动效应,论证门槛变量“环境规制强度”和“要素集聚度”与环境全要素生产率增长间的非线性关联,这也是本文的创新之处;第三,引入环境规制强度与要素集聚度的交互项,量化环境与要素间的交互关系对环境全要素生产率的影响。

二、要素集聚与环境全要素生产率增长的理论模型

Miller 和 Upadhyay (2000) 通过构建包含贸易方向、人力资本及其平均积累水平和对外开放的模型,剖析全要素生产率受各因素的影响效应。^[15] 本文在借鉴并扩展上述模型的基础上,构建新增长理论下的要素集聚与环境全要素生产率增长理论模型,生产函数设定为:

$$Y=A(\cdot) \times F(K, L) \quad (1)$$

其中, Y 为产出水平; K 和 L 分别为资本和劳动投入; $A(\cdot)$ 为技术进步效率函数,满足希克斯中性条件,其可引致各要素通过集聚效应实现技术溢出,增加产出,并触发生产函数的规模报酬变动(毛其淋和盛斌,2011)。^[16]在此假定 $A(\cdot)$ 为多元函数组合(Hulten 等,2006)。^[17]将随机性条件下的可拓展环境影响评估模型嵌入上述希克斯函数,得如下拓展函数:

$$A(T, W, P) = A_{k0} e^{\alpha_k t} T_{kt}^{\alpha_k} W_{kt}^{b_k} P_{kt}^{c_k} \quad (2)$$

其中, T 为技术要素; W 为物质资本要素; P 为知识(人力)资本要素; k 和 t 分别代表时间和年份; A_{k0} 是期初生产效率; α_k 表现生产率变动的外生性; α_k 、 b_k 和 c_k 分别为对应要素对技术水平的影响系数。

那么,结合式(1)和式(2),生产函数可变形为:

$$Y_{kt}=A_{k0}e^{a_kt}T_{kt}^{a_k}W_{kt}^{b_k}P_{kt}^{c_k}\cdot F(K_{kt},L_{kt}) \quad (3)$$

于是，根据全要素生产率及 Cobb-Douglass 生产函数的特征，在式（3）两边同时除以 $F(K_{kt},L_{kt})$ ，得如下全要素生产率计算式：

$$TFP_{kt}=Y_{kt}/F(K_{kt},L_{kt})=A_{k0}e^{a_kt}T_{kt}^{a_k}W_{kt}^{b_k}P_{kt}^{c_k} \quad (4)$$

对上式（4）两端取对数，有：

$$\ln TFP_{kt}=\ln A_{k0}+a_kt+a_k\ln T_{kt}+b_k\ln W_{kt}+c_k\ln P_{kt} \quad (5)$$

上式（5）给出了技术、物质和知识（人力）资本要素集聚下的全要素生产率，各要素通过技术融合、扩散或关联效应发生集聚，实现全要素生产率的提升。

沿用以上模型的逻辑观念来建立要素集聚下的环境全要素生产率（TFP）面板回归模型，用外资利用率（FDI）代表技术要素，固定资产投资率（FM）代表物质资本要素，环境保护意识（EDU）代表知识（人力）资本要素。于是：

$$\ln TFP_{kt}=\lambda_1\ln EN_{kt}+\lambda_2\ln CL_{kt}+\lambda_3\ln FDI_{kt}+\lambda_4\ln KM_{kt}+\lambda_5\ln EDU_{kt}+\lambda_6\ln EN_{kt}\times\ln CL_{kt}+\mu_{kt} \quad (6)$$

其中， $\ln EN_{kt}\times\ln CL_{kt}$ 为环境规制和要素集聚的交乘项，用以检验两者的关联效应对环境全要素生产率的作用。

本文致力于探究环境规制、要素集聚与环境全要素生产率增长间的关系，而区域经济发展有的以牺牲环境为代价，进而影响到环境全要素生产率，最终使自身综合竞争力水平发生变化，说明环境污染、资源短缺等问题将直接左右省域经济发展的可持续性。因此，分析环境规制、要素集聚对环境全要素生产率增长的影响方式和影响力度，并提出有效的对策建议刻不容缓。基于此，本文给出以下待检验的理论假说：

理论假说 1：其他条件不变时，要素集聚将促进省域全要素生产率增长。

目前中国存在的地区保护主义使省域市场分割明显，但是区域市场总体趋于整合，这也将进一步推进要素集聚，使区域经济发展产生向心力，出现要素增长极的极化效应和扩散效应，形成区域产业集群，实现市场的规范化和高效化，最终带动区域整体竞争力的提升。此外，要素的空间集聚对提升经济效率作用重大，尤其是创新要素集聚对各创新主体创新效率产生显著的空间外溢影响，最终提高区域创新效率（余泳泽和刘大勇，2013）。^[18]而技术扩散、技术进步直接相关于环境状况，于是本文提出如下第二个理论假说：

理论假说 2：环境规制强度与省域环境全要素生产率（即技术进步程度）成正比。

地方环境规章制度的出台对提升我国省域经济全要素生产率作用显著，而严格的环境管制能让政府实现生产率增长和环境质量改善的双赢目标（李树和翁卫国，2014）。^[19]污染的治理力度加大、新兴劳动生产技术的发展有利于实现技术进步并提升技术效率，是环境全要素生产率改善的有力措施（董敏杰等，2012）。^[13]

为此，本文构建要素集聚度、环境规制强度的面板门槛模型，分析环境规制、要素集聚对全要素生产率的影响。

三、实证分析

（一）环境全要素生产率的估算

本文探究环境规制、要素集聚与环境全要素生产率的门槛效应，那么首先应进行环境全要素生产率的测算。具体步骤如下。

1. 估算方法

经济平稳协调发展是能源、资本、技术、劳动、环境等要素发生集聚的结果，因此在进行环境全要素生产率测算时，本文选择径向非角度的方向性距离函数和 GML 指数进行测算，使得最终的生产可能性集中既包含期望产出，又包含具有弱处置性的非期望产出。

方向性距离函数用于计算各决策单元（DMU）距生产可能性边界的相对效率，具体表示为：

$$\vec{D}_0(x,y,b;g)=\max\{\beta:(y,b)+\beta g\in P(x)\}$$
 (7)

其中， x 是投入要素； y 是期望产出； b 是非期望产出； $g=(y,-b)$ 为扩张条件下的产出方向性向量，表达人们对期望和非期望产出的一个主观偏好。那么，方向性距离函数表示在一定投入 x 下，在 g 的方向下产出 (y,b) 的最大扩张倍数 β ，其值的大小与生产效率的高低呈反比。当只考虑一种期望产出和一种非期望产出时，方向性距离函数如图 1 所示。

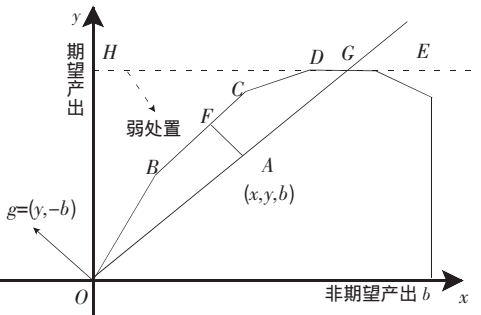


图 1 基于环境产出的方向性距离函数

GML 指数的构造背景是全局生产技术集，其能克服 ML 指数不具有循环累乘性的缺陷，把握生产效率的长期趋势。为了更细致地分析各类情形下“要素集聚度”和“环境规制强度”的门槛效应，可以将 GML 指数分解成技术进步和效率改进两部分（Oh，2010）。[14]分解方式如下：

$$GML^{t+1} = \frac{\vec{S}^G(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{\vec{S}^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})} = \frac{\vec{S}^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{\vec{S}^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})} \times \frac{\vec{S}^G(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)/\vec{S}^t(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{\vec{S}^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})/\vec{S}^t(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})}$$

$$= \frac{TE^{t+1}}{TE^t} \times \left[\frac{BPG_{t+1}^{t+1}}{BPG_t^{t+1}} \right] = EC^{t,t+1} \times BPC^{t,t+1}$$
 (8)

其中，有 $\vec{S}(x,y,b;g)=1+\vec{D}(x,y,b;g)$, $\vec{D}_0(x^T,y^T,b^T;g^T)=\max\{\beta:(y^T,b^T)+\beta g^T\in p^G(x^T)\}$ 表示全局方向性距离函数； EC 为技术进步； BPC 为效率改进。

2. 变量选取与数据处理

从投入产出角度选择全要素生产率指标，投入要素包括物质资本投入、人力资本投入和能源消费；产出指标由期望产出和非期望产出构成（张军等，2004；齐亚伟和陶长琪，2012；等）。[20-21]如下表 1 所示。

表 1 测算环境全要素生产率的投入产出变量表

变量		指标	指标说明
投入	物质资本投入	物质资本存量	采用永续盘存法测算，以 2003 年为基期
	人力劳动投入	人力资本存量	居民平均受教育年限
	能源投入	能源消耗量	水电、煤炭、天然气、石油的消耗量总和
产出	期望产出：经济增长	省域 GDP	以历年国内生产总值指数为折算系数，折算成以 2003 年为基期的不变价格
	非期望产出：环境污染	SO ₂ 排放量	废气中的 SO ₂ 是造成环境污染的主要因素
		CO ₂ 排放量	通过相关方法计算而得

注：选取中国 2003-2012 年 30 个省市（西藏数据缺失严重，舍去）的数据，数据来源于每年的《中国统计年鉴》和中国能源数据库，个别数据缺失根据前后年份进行插值补足。

物质资本存量用永续盘存法测算，以 2003 年为基期，即：

$$K_{it}=K_{it-1}(1-\delta_{it})+I_{it}$$
 (9)

其中，*i* 省第 *t* 年的固定资本存量为 *K_{it}*；固定资产投资为 *I_{it}*；折旧率为 *δ_{it}*（取 *δ_{it}*=9.6%）。

为体现人力资本投入的“质和量”，本文使用居民人均受教育年限表示。计算方法为：

$$E=16e_1+12e_2+9e_3+6e_4+2e_5$$
 (10)

其中，*e₁*、*e₂*、*e₃*、*e₄*和 *e₅* 分别为大专以上、高中、初中、小学和文盲半文盲文化人口占总人口的比重；16、12、9、6 和 0 是对应的受教育年数。

化石燃料的燃烧以及石灰、水泥等工业生产过程是 CO₂ 的主要排放源，通过加总化石能源的燃烧和工业生产中的 CO₂ 排放量来测算 CO₂ 总排放量。根据政府间气候变化专门委员会（IPCC）的 CO₂ 排放量计算指南，使用如下公式计算化石燃料（煤炭、汽油、柴油、焦炭、天然气、燃料油和煤油）的 CO₂ 排放量：

$$CO_2=\sum_{l=1}^7CO_{2,l}=\sum_{l=1}^7E_l\times CC_l\times NCV_l+\times COF_l\times(44/12)$$
 (11)

其中，CO₂ 即二氧化碳排放量；*l* 代表能源种类（*l*=1，2，…，7）；*E* 为能源消耗量；*CC* 是能源含碳量；*NCV* 为能源净发热值；*COF* 是能源的碳氧化率；44 和 12 分别代表 CO₂ 和 *C* 的分子量。本文还使用电力消耗量和电力 CO₂ 边际排放因子的乘积进行生产过程中 CO₂ 排放量的估算，电力的边际排放因子为 0.954tCO₂/Mwh。各能源的碳氧化率等数值如表 2 所示。

表 2 化石能源的相应变量

排放源(单位)	煤炭	汽油	柴油	焦炭	天然气	燃料油	煤油
碳氧化率	0.923	0.980	0.982	0.928	0.990	0.985	0.986
净发热值(KJ/Kg，m³)	20908	43070	42652	28435	38931	41816	43070
含碳量(tc/TJ)	25.8	18.9	20.2	29.2	15.3	21.1	19.6

注：数据来自国家发改委能源研究所（2007）、IPCC（2006）以及国家气候变化对策协调小组办公室。

3. 省域环境全要素生产率增长及其分解

将非期望产出环境污染引入投入导向下的 SBM 模型测算我国的省域环境技术效率，得出 2003-2012 年我国省域环境全要素生产率的 GML 指数及其技术进步（EC）和效率改进（BPC）的分解。下表 3 给出了省域环境全要素生产率及其分解的累积变动值。

表 3 2003-2012 年我国省域环境全要素生产率变化及其分解

省份	GML	EC	BPC	省份	GML	EC	BPC
北京	2.043	1.001	2.041	湖北	0.801	0.997	0.803
天津	1.885	0.996	1.893	湖南	0.929	1.001	0.928
河北	1.070	0.998	1.072	广东	1.120	0.999	1.121
山西	1.130	0.999	1.131	广西	0.718	0.996	0.721
内蒙古	1.040	0.998	1.042	海南	0.973	1.002	0.971
辽宁	0.897	1.002	0.895	重庆	0.997	0.996	1.001
吉林	0.844	0.999	0.845	四川	0.941	1.001	0.940
黑龙江	0.625	0.998	0.626	贵州	0.675	0.998	0.676

续表 3

省份	GML	EC	BPC	省份	GML	EC	BPC
上海	1.607	0.996	1.613	云南	0.921	0.998	0.923
江苏	1.666	0.997	1.671	陕西	0.982	1.000	0.982
浙江	1.019	0.997	1.022	甘肃	0.871	0.997	0.874
安徽	0.996	0.999	0.997	青海	0.643	0.999	0.644
福建	1.041	0.999	1.042	宁夏	0.918	1.000	0.918
江西	0.735	0.997	0.737	新疆	1.733	1.002	1.730
山东	1.133	0.997	1.136	均值	1.067	0.999	1.069
河南	1.058	0.998	1.060	方差	0.130	3.35E-06	0.131

表 3 显示了我国省域环境全要素生产率的总体变动趋势。将非期望产出环境污染纳入模型时，2003-2012 年我国省域的环境全要素生产率总体表现出递增趋势，而全国的平均值为 1.067，表明环境技术效率总体提高 6.7%。东部地区的环境全要素生产率普遍较高，这与东部的对外开放和积极的贸易往来相关；中部地区河南省、陕西省的环境全要素生产率高于中部均值，可能得益于其与山东、河北、北京的地理邻近性。本文将环境全要素生产率分解成技术进步和效率改进两部分，为进一步明晰集聚视角下省域环境全要素生产率的门槛特性，分别构建环境全要素生产率、技术进步和效率改进的门槛模型，探究省域要素集聚与环境规制对全要素生产率、技术进步和效率改进的影响。

(二) 环境全要素生产率的门槛特征分析

1. 变量选择及数据处理

根据第二部分的分析，本文将环境全要素生产率及其分解（即技术进步和效率改进）作为被解释变量，用各自的累积值进行要素集聚与环境全要素生产率的门槛效应分析。控制变量有：（1）外资利用率，引进外资有利于技术溢出，进而实现技术进步，促成全要素生产率的提升；（2）固定资产投资率，通过投资扩张的方式实现技术扩散，对环境全要素生产率产生正向溢出作用；（3）环保意识，教育水平直接对群众的环保意识产生影响，进而正向作用于环境全要素生产率。此外，为便于横向比较，将要素集聚度也作为控制变量。从政府环境管制角度研究门槛效应日趋流行，在集聚效应和波特假说的理论下，本文将“要素集聚度（资本和劳动要素）”、“环境规制强度”作为门槛变量。全部变量如表 4 所示。

为探究变量间存在的非线性关系，本文进行各变量的 BDS 检验（Brock-Dechert-Scheinkman test），结果如表 5 所示。可见当变量的维度为 2 或 3 时，BDS 检验均通过 5%的显著性检验，即独立同分布的原假设被拒绝，昭示各变量序列间存在非线性关系。因此，可构建非线性门槛模型验证变量间的非线性关联，但建模前需验证数据的平稳性。

对模型中的变量进行 LLC 检验（Levin-Lin-Chu test），结果见表 6。各变量均通过单位根检验，因而可构建门槛模型。

表 4 环境全要素生产率门槛变量表

变量性质	变量名称		变量符号	计算方法
被解释变量	环境全要素生产率		TFP	据径向非角度方向性距离函数和 GML 指数法计算而来
	技术进步		EC	由 TFP 分解而来
	效率改进		BPC	
解释变量	控制变量	外资利用率	FDI	外商直接投资占地区 GDP 的比重
		固定资产投资率	KM	固定资产投资与地区 GDP 的比值
		环保意识	EDU	高中以上学历人口占 6 岁以上人口比值
	门槛变量	环境规制强度	EN	工业污染治理完成投资与工业增加值的比值
		要素集聚度	CL	劳动与资本投入集聚度的均值

注：选取中国 2003—2012 年 30 个省市（西藏数据缺失严重，舍去）的数据，数据来源于各年的《中国统计年鉴》、《中国贸易外经统计年鉴》和中国环境数据库，个别数据缺失根据前后年份进行插值补足。

计算要素集聚度时，借鉴 Henderson（1995）关于创新要素集聚度的测算方法，计算公式为：劳动要素集聚 =（某省工业就业人数 / 全国工业总就业人数） / （该省全部就业人数 / 全国总就业人数），同理可得到资本要素集聚。^[2]本文要探究资本和要素集聚度的变动对环境全要素生产率的影响，那么选择劳动要素集聚和资本要素集聚的平均值来表示最终的要素集聚度。

表 5 变量的 BDS 检验结果

变量	m=2		m=3		变量	m=2		m=3	
	BDS 统计量	P 值	BDS 统计量	P 值		BDS 统计量	P 值	BDS 统计量	P 值
LnTFP	0.095	0.000	0.159	0.000	LnEDU	0.146	0.000	0.240	0.000
LnEC	0.020	0.001	0.037	0.000	LnEN	0.070	0.000	0.109	0.000
LnBPC	0.092	0.000	0.156	0.000	LnCL	0.151	0.000	0.247	0.000
LnFDI	0.142	0.000	0.228	0.000	LnEN×LnCL	0.148	0.000	0.242	0.000
LnKM	0.115	0.000	0.175	0.000					

表 6 门槛模型相关变量的平稳性检验

变量	形式	LLC 检验		变量	形式	LLC 检验	
	(c,t,1)	统计量	P 值		(c,t,1)	统计量	P 值
LnTFP	(c,0,0)	-7.767	0.000	LnEDU	(c,0,0)	-18.600	0.000
LnEC	(c,0,0)	-18.484	0.000	LnEN	(c,0,0)	-1.665	0.048
LnBPC	(c,0,0)	-5.406	0.000	LnCL	(c,0,0)	-8.286	0.000
LnFDI	(c,0,0)	-7.821	0.000	LnEN×LnCL	(c,0,0)	-4.021	0.000
LnKM	(c,0,0)	-1.873	0.031				

2. 模型的建立

环境规制强度和要素集聚度对全要素生产率的影响力度会随着变量的变化而出现差异，于是本文构建“环境规制强度”和“要素集聚度”的门槛模型。此外，为了进一步探究环境规制与要素集聚的交互效应对环境全要素生产率的作用力度，本文将上述两个变量及其交乘项均引入门槛模型，即：

$$\text{LnTFP}_{k_t} = \alpha_k + x_{11} \text{LnEN}_{k_t} \times I(\text{LnEN}_{k_t} \leq \gamma_1) + x_{12} \text{LnEN}_{k_t} \times I(\gamma_1 < \text{LnEN}_{k_t} \leq \gamma_2) + \cdots$$

$$\begin{aligned} &+x_{1n} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\gamma_{n-1} < \text{Ln}EN_{kt} \leq \gamma_n) + x_{1(n+1)} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\text{Ln}EN_{kt} > \gamma_n) + \\ &x_2 \text{Ln}CL_{kt} + x_3 \text{Ln}FDI_{kt} + x_4 \text{Ln}KM_{kt} + x_5 \text{Ln}EDU_{kt} + x_6 \text{Ln}EN_{kt} \times \text{Ln}CL_{kt} + \mu_{kt} \quad (12) \\ \text{Ln}TFPk_t = &\beta_k + \gamma_{11} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\text{Ln}CL_{kt} \leq \delta_1) + \gamma_{12} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\delta_1 < \text{Ln}CL_{kt} \leq \delta_2) + \cdots \\ &+ \gamma_{1n} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\delta_{n-1} < \text{Ln}CL_{kt} \leq \delta_n) + \gamma_{1(n+1)} \text{Ln}EN_{kt} \times I(\text{Ln}CL_{kt} > \delta_n) \\ &+ x_2 \text{Ln}CL_{kt} + x_3 \text{Ln}FDI_{kt} + x_4 \text{Ln}KM_{kt} + x_5 \text{Ln}EDU_{kt} + x_6 \text{Ln}EN_{kt} \times \text{Ln}CL_{kt} + \varepsilon_{kt} \quad (13) \end{aligned}$$

其中， $\gamma_1, \gamma_2, \cdots, \gamma_n$ 和 $\delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_n$ 是待估变量环境规制强度和要素集聚度的门槛值； $I(\cdot)$ 代表特征函数， $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。同理可得 $\text{Ln}EC$ 和 $\text{Ln}BPC$ 为被解释变量的门槛面板模型。

3. 门槛估计结果分析

首先进行门槛效应检验。依据残差平方和最小的原则寻找门槛最优估计值 ξ ，有 $\xi = \text{argmin}_n S_n(\xi)$ ，得出 $\hat{\sigma}_1^2 = S_1(\hat{\xi})/[n(T-1)]$ ， n 为样本， T 为时间跨度。然后从以下两个方面检验估计值。

第一步是门槛模型估计参数的显著性检验。假设门槛模型只存在一个门槛值，那么 $x_{11} = x_{12}$ 时，表明式 (12) 的门槛特性不显著。于是，构建单门槛情形下的零假设 $H_0: x_{11} = x_{12}$ ，备择假设 $H_1: x_{11} \neq x_{12}$ 。于是有 LM 统计量 $LM = [S_0 - S_1(\hat{\xi})]/\hat{\sigma}_1^2$ ， S_0 是原假设下的残差平方和。基于 H_0 下门槛值的不确定性，本文构造其渐进分布的方法为 Hansen (1999, 2000) 的自抽样法。^[23-24] 检验完门槛效应后，第二步检验门槛值的真实度。通过假设条件下的 LR 值进行判断，有 $LR(\xi) = [S(\xi) - S(\hat{\xi})]/\hat{\sigma}^2$ 。当 $LR(\xi) < -2\log[1 - (1 - \alpha)^{1/2}]$ 时，接受原假设，其中 α 表示显著性水平。

本文基于上述理论模型进行门槛特征分析，得出相应置信区间下的 F 值和自抽样法下的 P 值，其中单一、双重门槛抽样 400 次，三重门槛抽样 300 次。结果如表 7 所示。

表 7 门槛特征检验结果、估计值和置信区间

被解释变量 LnTFP（模型 1 和模型 2）								
门槛变量	门槛数	F 值	P 值	门槛估计值	95%置信区间	临界值		
						1%	5%	10%
LnEN	单一	7.495**	0.015	-4.686	[-5.831, -4.485]	9.019	5.570	4.329
	双重	8.104**	0.037	-5.831	[-6.945, -5.655]	10.875	7.295	6.115
	三重	2.739	0.257	-5.273	[-5.747, -4.855]	13.229	6.841	5.573
LnCL	单一	14.024**	0.030	-0.361	[-0.438, -0.322]	19.634	12.075	8.489
	双重	12.451**	0.025	-0.317	[-0.319, -0.291]	15.209	9.299	6.672
	三重	7.786**	0.023	-0.228	[-0.265, -0.224]	9.108	6.265	4.956
被解释变量 LnEC（模型 3 和模型 4）								
门槛变量	门槛数	F 值	P 值	门槛估计值	95%置信区间	临界值		
						1%	5%	10%
LnEN	单一	4.885**	0.037	-5.579	[-6.945, -5.346]	7.379	4.185	3.189
	双重	5.744***	0.010	-4.744	[-4.945, -3.855]	5.861	4.137	3.117
	三重	5.217**	0.037	-6.947	[-6.988, -6.947]	8.167	3.906	2.693
LnCL	单一	3.990***	0.010	0.292	[0.259, 0.295]	3.997	2.410	1.755

续表 7

被解释变量 LnEC (模型 3 和模型 4)								
	双重	5.119**	0.022	0.320	[-0.601, 0.967]	7.809	3.718	2.217
	三重	3.711**	0.027	-0.141	[-0.601, 0.858]	4.536	2.811	1.569
被解释变量 LnBPC (模型 5 和模型 6)								
门槛变量	门槛数	F 值	P 值	门槛估计值	95%置信区间	临界值		
						1%	5%	10%
LnEN	单一	9.678**	0.013	-5.831	[-6.231,-4.588]	10.085	6.074	4.017
	双重	7.152	0.128	-5.262	[-5.831,-4.609]	15.761	9.280	7.754
	三重	4.660	0.107	-6.430	[-6.947,-3.855]	10.282	7.069	4.860
LnCL	单一	8.642**	0.033	-0.361	[-0.421,-0.202]	12.509	7.167	5.176
	双重	10.102**	0.033	0.141	[0.070,0.967]	20.092	8.669	4.737
	三重	5.030	0.113	-0.228	[-0.601,0.791]	11.316	7.586	5.216

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%和 10%的显著性水平检验。

由上表 7 可见，当被解释变量为 LnTFP 时，门槛变量 LnEN 的单一、双重门槛都在 5%的置信水平下显著，而三重门槛的估计值包含于单一门槛的置信区间里且不显著，因此环境规制强度下的门槛模型为双重。而 LnCL 的三重门槛值均通过 5%的显著性检验，于是构建三重门槛分析要素集聚度的门槛特征。同理可得当被解释变量为 LnEC 时，对 LnEN 构建三重门槛模型，对 LnCL 构建双重门槛模型；当被解释变量为 LnBPC 时，分别构建单一门槛和双重门槛模型分析 LnEN、LnCL 与环境全要素生产率的门槛特性。确定完各模型的门槛重数后，本文继而进行门槛结果的估计。

选择 Hansen 三步法进一步分析环境规制、要素集聚与环境全要素生产率间的非线性动态关联，得出各门槛区间的估计值如下表 8 所示。

由表 8 可见，当被解释变量为 LnTFP 和 LnEC 时，除 LnKM 外所有控制变量的系数均为正，且通过显著性检验，说明随着技术知识要素投入的递增，我国省域环境全要素生产率显著提高。而 LnKM 系数为负，表明在我国大部分省市的发展模式依然是提倡发挥重工业优势的背景下，固定资产投资较容易出现过度，从而造成企业依靠技术扩散等创新模式得到的技术进步不足以抵消环境污染带来的效率退步，这可能也是其对省域环境全要素生产率和技术进步产生负向作用的主要原因。当以 LnBPC 为被解释变量时，技术、知识和物质资本要素使我国的省域技术效率显著提升，但是要素集聚对环境全要素生产率的作用效应更明显。此外，环境规制与要素集聚的交互项对环境全要素生产率及其分解均产生显著的正向作用，两者的关联效应对效率改进的影响最大。

表 8 中，LnTFP、LnEC 和 LnBPC 系数均为正，且都通过显著性检验，说明随着环境规制和要素集聚的加深，环境全要素生产率得到相应的提升。这也进一步说明环境规制强度和要素集聚度会促进环境全要素生产率的增长，对技术进步和效率改进起积极的作用。其中，环境规制强度的门槛效应对效率改进的积极影响最大，1%的环境规制强度增量引致 0.049%的效率改善。而模型 1、3、5 中区间 1、2、3 的省域均满足“LnEN 对 LnBPC 的影响系数 > LnEN 对 LnTFP 的影响系数>LnEN 对 LnEC 的影响系数”，类似可得模型 2、4、6 中区间 1、2、3 的省域满足“LnCL 对 LnBPC 的影响系数>LnCL 对 LnBPC 的影响系数 >LnCL 对 LnEC 的影响系数”。综上，通过效率改进和技术进步的方式，环境规制和要素集聚对全要素生产率产生正向影响，并且在上述作用过程中，其对效率改进的作用程度更大。

表 8 各模型的门槛估计结果

被解释变量	LnTFP		LnEC		LnBPC	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
门槛变量	LnEN	LnCL	LnEN	LnCL	LnEN	LnCL
常数	0.215 (1.57)**	0.305 (2.78)***	-0.010 (-1.36)*	0.049 (2.07)**	0.321 (2.72)***	0.342 (2.11)**
LnCL	0.436 (3.02)***	0.480 (3.43)***	0.032 (2.05)**	0.015 (1.92)**	0.474 (3.22)***	0.528 (3.61)***
LnFDI	0.016 (1.90)**	0.001 (1.08)*	0.003 (1.69)**	0.003 (1.74)**	0.016 (1.86)**	0.007 (1.36)*
LnKM	-0.005 (-0.20)	-0.001 (-0.50)*	-0.003 (-1.51)*	-0.003 (-1.57)*	0.008 (1.29)*	0.015 (1.58)*
LnEDU	0.045 (1.76)*	0.040 (1.99)**	0.007 (2.40)**	0.007 (2.37)**	0.039 (2.49)**	0.061 (1.97)**
LnEN×LnCL	0.570 (2.98)***	0.561 (2.70)***	0.106 (2.17)**	0.103 (1.54)*	0.576 (3.18)***	0.571 (2.56)**
区间 1	0.014 (1.28)**	0.011 (1.96)**	0.006 (2.35)**	0.004 (1.71)*	0.032 (3.04)***	0.006 (1.49)**
区间 2	0.007 (1.40)*	0.039 (2.91)***	0.004 (1.77)*	0.002 (1.18)*	0.049 (3.69)***	0.042 (3.00)***
区间 3	0.016 (1.82)**	0.015 (2.11)**	0.0050 (2.09)**	0.004 (2.63)**	---	0.032 (3.80)***
区间 4	---	0.038 (3.72)***	0.011 (2.44)**	---	---	---
R ²	0.664	0.626	0.740	0.723	0.782	0.777
F 统计量	28.99 (0.000)***	24.02 (0.000)***	22.41 (0.003)***	21.33 (0.000)***	27.84 (0.000)***	23.56 (0.000)***

注：LnTFP 表示环境全要素生产率，LnEC 表示技术进步，LnBPC 代表效率改进，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著；小括号内为 t 值（F 检验小括号内的值表示 F 检验的相伴概率）。

表 8 显示，在 LnTFP、LnEC 和 LnBPC 的门槛模型中，F 值均通过 1% 的门槛效应显著性检验，且上述模型（模型 5 除外）对门槛变量的系数均为正且呈“U”型变动。其中，模型 2 和模型 6 的门槛系数变化呈倒“U”型，说明适当的要素集聚会产生规模经济效应，使 LnTFP 和 LnBPC 的决策单元趋于最佳生产可能性边界，呈现省域经济增长的“追赶效应”。而要素集聚度的变化引起模型 6 系数的变化性更大，那么在进行要素集聚时，必须深入分析技术效率改变的内在作用机理，选择合适的集聚度，使环境技术效率效用最大化。而剩余 3 个模型中的环境规制强度系数则呈“U”型变化，即在环境规制强度增加的过程中会先递减后回升，并且模型 1 中环境规制强度的系数变化最明显。因此，政府在进行宏观调控时，应时刻注意环保，大力发挥环境规制的“增长效应”，最终促成环境全要素生产率的增长。

当被解释变量为 LnTFP 时，根据环境规制强度门槛值的大小，将我国的省份划分成环境规制重视组、环境规制中等组和环境规制不足组。同理，对于要素集聚度，我国的省份可划分成要素集聚高度区、要素集聚中度区和要素集聚低度区。依次可得其余 4 个模型的分组，其中对模型 2、3 的前两个门槛区间分别进行合并，如下表 9 所示。

表 9 中可见，模型 1 的区间 1 包含了大部分省市，模型 1 和模型 5 的第一门槛值均为 0.003，两者的区间 1 包含的省份数相同。而模型 3 合并的区间 1 的门槛值为 0.004，包含模型 1、5 的区间 1，

表 9 2012 年的门槛值区域划分

被解释变量 LnTFP					
模型 1			模型 2		
EN<0.003	0.003≤EN<0.009	EN>0.009	CL<0.728	0.728≤CL<0.796	CL>0.796
赣、黑、渝、豫、京、吉、辽、川、粤、鄂、皖、桂、陕、晋、贵、云、苏、沪、浙、冀、湘、津、青、蒙、新、闽、鲁	宁	琼、甘	贵	甘、云、新	琼、赣、黑、渝、豫、京、吉、辽、川、粤、鄂、皖、桂、苏、沪、浙、冀、湘、津、青、蒙、闽、鲁、晋、宁、琼
被解释变量 LnEC					
模型 3			模型 4		
EN<0.004	0.004≤EN<0.009	EN>0.009	CL<1.340	1.340≤CL<1.380	CL>1.380
赣、黑、渝、豫、京、吉、辽、川、粤、鄂、皖、桂、苏、沪、浙、冀、湘、津、青、蒙、新、闽、鲁、陕	晋、贵、云、宁	琼、甘	贵、甘、云、新、琼、蒙、黑、京、吉、桂、青、湘、辽、晋、宁、陕	---	赣、渝、豫、川、粤、鄂、皖、苏、沪、浙、冀、津、闽、鲁
被解释变量 LnBPC					
模型 5			模型 6		
EN<0.003	EN>0.003		CL<0.700	0.700≤CL<1.151	CL>1.151
赣、黑、渝、豫、京、吉、辽、川、粤、鄂、皖、桂、苏、沪、浙、冀、湘、津、青、蒙、新、闽、鲁	陕、晋、贵、云、宁、琼、甘		贵	甘、云、新、琼、蒙、黑、京、吉、粤、鄂、皖、苏、桂、青、湘、辽、沪、浙、冀、津、晋、宁、陕	赣、渝、豫、川、粤、鄂、皖、苏、沪、浙、冀、津、闽、鲁

注：上述的省市均为全国省市的简称，上述门槛区间值均通过指数还原计算而得。

说明我国的环境规制强度和要素集聚度对环境全要素生产率的作用出现了明显的“两极分化”的现象。模型 1、3、5 显示，我国的大部分省市都处于低环境管制状态，说明我国普遍存在以牺牲环境为代价的经济发展现象，人们的环保意识不强烈，少数经济不发达地区的环保意识反而更强烈，这也是这类地区环境质量好并适合居住的原因。政府应出台相应的政策，让环保意识差的省市引起高度重视，并不断向环境规制中等强度趋近。环境规制强度大的省市也应适当放宽对环境的管制，向环境中等规制强度靠近，促使环境全要素生产率、技术进步和效率改进的外部经济性。模型 1、3、5 同样表明，我国大部分省市的要素集聚度都很高，说明我国在技术引进、融合与扩散以及人才的培养、吸引方面取得了较好成绩，要素集聚度与 LnTFP、LnEC 和 LnBPC 的增长呈正比。因此，各省市应再接再厉，实现要素集聚度的不断上升，最终使环境全要素生产率、技术进步和效率改进的经济正外部性不断涌现。

四、结论与政策建议

学术界对环境规制、要素集聚和全要素生产率三者之间线性关系的研究很多，而这三者之间存在非线性门槛效应吗？目前从这个角度的研究几乎没有。本文使用我国 2003-2012 年的省级面板数据，选取物质资本、知识资本和技术要素投入 3 个变量，构建非线性门槛模型，实证检验了环境规制强度、要素集聚度（资本和劳动）对环境全要素生产率、技术进步和效率改进的影响的门槛效应。

本文的研究结论是：首先，环境规制、要素集聚和环境全要素生产率三者间存在显著的非线性门槛效应。其次，环境规制强度、要素集聚度对环境全要素生产率、技术进步和效率改进均存在正向溢出现象，其影响力度分别存在单一、双重和三重门槛，而通过效率改进来提升环境全要素生产率的作用显著。各模型中环境规制与技术溢出交互作用的影响效果较其余控制变量更大，表明环境规制与要素集聚间呈现显著的互补互利效应。最后，环境规制强度、要素集聚度对省域环境全要素生产率及其分解的影响存在“两极分化”现象，其门槛变量对应系数则存在“U”型变化趋势，此外要素集聚和环境规制下的环境全要素生产率存在“追赶效应”和“增长效应”。

本文的政策建议是：首先，政府应制定相应的环保政策，让大部分省市以环境保护为核心要务，杜绝牺牲环境式的发展路径，而过度的环境保护又会在一定程度上削弱环境全要素生产率在技术进步、效率改进方面的作用。因此，需结合政府和广大群众的力量，引致环境规制达到最佳水平，发挥技术进步和效率改进的最大效用。其次，要素虽在东中部地区广泛集聚，实现了环境全要素生产率的增长，但这单纯只是物质、人力和技术要素的简单累积。因此，各省应结合自身的禀赋限制，因地制宜制定政策，发挥要素集聚下效率改进的核心驱动作用，正确引导各类要素从高集聚的东部省向中西部省转移，最终实现要素集聚的规模经济，协调经济、环境的发展步调。最后，结合各省发展的异质性，发挥环境规制与要素集聚的关联效应，细分环境规制制度与要素集聚度对省域环境全要素生产率作用的差别。在对环境进行管制的过程中，应注重先进技术的引进、落后技术的淘汰，快速扩散高精尖技术、改良传统技术，营造高技术产业主导和高技术产业集群的氛围，最终使环境全要素生产率、技术进步和效率改进的经济外部性良好体现。

参考文献：

- [1]郭庆旺，贾俊雪. 中国全要素生产率的估算：1979-2004[J]. 经济研究，2005，（6）：51-60.
- [2]Fare R., Grosskopf S., Norris M., Yang Z. Z.. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries[J]. The American Economic Review, 1994, 84(1): 66-83.
- [3]Ray S. C., Desli E.. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment[J]. The American Economic Review, 1997, 87(5): 1033-1039.
- [4]王志刚，龚六堂，陈玉宇. 地区间生产效率与全要素生产率增长率分解（1978-2003）[J]. 中国社会科学，2006，（2）：55-67.
- [5]涂正革，肖耿. 中国工业增长模式的转变——大中型企业劳动生产率的非参数生产前沿动态分析[J]. 管理世界，2006，（10）：57-67.
- [6]吴军. 环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 数量经济技术经济研究，2009，（11）：17-27.
- [7]陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展：2009-2049[J]. 经济研究，2010，（3）：129-143.
- [8]Managi S., Kaneko S.. Economic Growth and The Environment in China: an Empirical Analysis of Productivity[J]. International Journal of Global Environmental Issues, 2006, 6(1): 89-133.
- [9]Fukuyama H., Weber W. L.. A Directional Slacks-based Measure of Technical Inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2009, 43(4): 274-287.
- [10]王兵，吴延瑞，颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究，2010，（5）：95-109.
- [11]陶长琪，齐亚伟. 中国全要素生产率的空间差异及其成因分析[J]. 数量经济技术经济研究，2010，（1）：19-32.
- [12]石风光，李宗植. 要素投入、全要素生产率与地区经济差距——基于中国省区数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究，2009，（12）：19-31.
- [13]董敏杰，李钢，梁泳梅. 中国工业环境全要素生产率的来源分解——基于要素投入与污染治理的分析[J]. 数量

经济技术经济研究, 2012, (2): 3-20.

[14]Oh D.. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3): 183-197.

[15]Miller S., Upadhyay M.. The Effects of Openness, Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity [J]. Journal of Development Economics, 2000, 63(2): 399-423.

[16]毛其淋, 盛 斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学 (季刊), 2011, 11(1): 181-210.

[17]Hulten C. R., Bennathan E., Srinivasan S.. Infrastructure, Externalities, and Economic Development: a Study of The Indian Manufacturing Industry[J]. The World Bank Economic Review, 2006, 20(2): 291-308.

[18]余泳泽, 刘大勇. 创新要素集聚与科技创新的空间外溢效应[J]. 科研管理, 2013, 34 (1): 46-54.

[19]李 树, 翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析[J]. 财经研究, 2014, 40 (2): 19-29.

[20]张 军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, 2004, (10): 35-44.

[21]齐亚伟, 陶长琪. 我国区域环境全要素生产率增长的测度与分解——基于 Global Malmquist-Luenberger 指数[J]. 上海经济研究, 2012, (10): 3-13.

[22]Henderson J. V.. Will Homeowners Impose Property Taxes[J]. Regional Science and Urban Economics, 1995, (25): 153-181.

[23]Hansen B. E.. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, (2): 345-368.

[24]Hansen B. E.. Sample Splitting and Threshold Estimation[J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.

A Study of the Threshold Effects of Environmental Regulation, Element Agglomeration and Total Factor Productivity

TAO Chang-qi, ZHOU Xuan

(Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract : Based on the theory of nonlinear econometrics, this paper takes the environmental regulation intensity and the degree of element agglomeration as threshold variables to establish panel threshold regression model, in order to exploring the impact strength of environmental regulation and element agglomeration on TFP and its decomposition. The results show that the environmental regulation presents dual, triple and single threshold effects to environmental TFP and its decomposition, while element agglomeration presents triple, dual and dual threshold effects to them. The effects of the provincial environmental regulation intensity and the degree of element agglomeration show an apparent polarized phenomenon. The government should moderately control the environmental regulation intensity and make it transfer to the medium group, so as to achieve the positive externalities of environmental TFP. Moreover, each province and city should continuously stride over the threshold level of element agglomeration degree, which is the key to achieving the scale economy of environmental TFP growth as well as promoting the collaborative development of economy and environment.

Key words : environmental regulation; elements agglomeration; TFP; threshold effect

责任编辑: 王俊杰