

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2017.04.003

欢迎按以下格式引用:姚增福,唐华俊,刘欣.要素积累、人力资本与农业环境效率间门槛效应研究——低碳约束下面板门槛模型检验[J].重庆大学学报(社会科学版),2017(4):26-36.

**Citation Format:** YAO Zengfu, TANG Huajun, LIU Xin. Research on threshold effect on the relationship between factor accumulation, human capital and agricultural environment efficiency [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2017(4):26-36.

# 要素积累、人力资本与农业 环境效率间门槛效应研究 ——低碳约束下面板门槛模型检验

姚增福<sup>1</sup>, 唐华俊<sup>2</sup>, 刘欣<sup>1</sup>

(1. 桂林航天工业学院 外语外贸系, 广西 桂林 541004; 2. 中国农业科学院 农业资源与区划研究所, 北京 100081)

**摘要:**农业环境治理问题不仅关系到农业经济的可持续发展,更关系到农户的身体健康。基于2000-2013年中国30个省级行政单位的均衡面板数据,建立以要素积累为门槛变量的面板门槛模型,检验了农村人力资本对农业环境效率提升非均衡变化的门槛效应。研究结果表明:人力资本与农业环境效率间会因为经济发展和物质资本积累水平的不同而呈现出显著的双门槛区间效应,表现为从经济低发展区到高发展区,人力资本与农业环境效率提升间具有显著的“反N型”特征趋势,而物质资本从匮乏区到丰富区,人力资本与农业环境效率提升间呈现明显的“倒U型”趋势特征。应加快确立和制定农业环境政策的“优化经济发展水平、物质资本和人力资本积累间结构”的导向和工具。

**关键词:**要素积累;人力资本;农业环境效率;门槛效应

中图分类号:F323.22 文献标志码:A 文章编号:1008-5831(2017)04-0026-11

## 一、研究问题与文献回顾

新古典经济增长理论和新增长理论阐明,经济增长的源泉是要素积累、技术进步以及效率改进,并最终决定于物质资本和人力资本<sup>[1]</sup>。改革开放以来中国经济的快速发展已经说明,要素积累实现了中国“经济赶超”的战略目标,即便在经济增速放缓的情况下,经济赶超潜力依然很大<sup>[2]</sup>。与经济增长路径相似,农业经济的增长也主要得益于依靠物质资本积累和传统要素的投入。这种以环境为代价的粗放型的经济增长方式是短期的、不可持续的,长期看,由要素积累赶超模式向人力资本型技术赶超模式转变,是当务之急,也是提高农业经济增长质量和效益的现实可行路径<sup>[3]</sup>。那么统筹兼顾物质资本、人力资本积累数量和结构协调就成为经济持续增长研究的重点,亦是协调资源、环境与农业经济增长研究的关键。

新增长理论将人力资本概念引入理论框架中,解决了新古典经济学技术进步外生性的问题,实现了理论突破,为经济增长源泉和发展中国家实现经济赶超等问题的讨论提供了一个清晰的政策结论:短期看,要

修回日期:2017-03-06

基金项目:国家社会科学基金项目“西部农户农业环境效率、要素配置效率及其提升机制研究”(15BGL131)

作者简介:姚增福(1978-),男,黑龙江汤原人,桂林航天工业学院外语外贸系副教授,博士后,主要从事农业资源与环境及农户经济学研究方向,Email:yaozf1978@163.com。

通信作者:唐华俊(1960-),男,四川阆中人,研究员,中国工程院院士,博士后合作导师,博士,主要从事农业遥感及农业资源利用研究。

素积累是经济增长的源泉,而技术进步才是长期的、可持续的经济增长的源泉<sup>[4]</sup>。但在实践中,因为发展中国家与发达国家间存在技术壁垒和技术偏向性差异,没能实现新增长理论所预期的“蛙跳”(leapfrogging)<sup>[5-6]</sup>。近期,学者们用技术进步的偏向性理论来解释经济增长的差距问题,提出要素积累和技术进步完全匹配,才能获得最佳的产出和效率<sup>[7]</sup>。如 Grier<sup>[8]</sup>首次提出了人力资本、物质资本“联合内生”的概念,分析了两者间相互积累的外部性问题。Hsieh 和 Klenow<sup>[9]</sup>分析指出,因物质资本和人力资本匹配的扭曲所造成的经济增长效率损失约为 30% ~ 50%。

伴随着经济增长理论的发展,学者们一直争论不休的问题集中在“经济增长和环境质量之间的关系”<sup>[10]</sup>。经典的环境库兹涅茨曲线(EKC)假说表明,经济增长与资源消耗和污染排放之间呈现“倒 U 型”曲线特征,即环境随经济增长先恶化后改善<sup>[11]</sup>。但环境污染本身也会对经济增长产生重要影响<sup>[12-13]</sup>。“污染避难所”假说也强调,环境污染阻碍了发展中国家经济增长质量的进一步提升<sup>[14-15]</sup>。面对环境给经济持续增长带来的压力,学者们将环境作为一个生产要素纳入不同经济增长模型中,来重点关注人力资本、要素积累与环境质量的关系,Copeland 和 Taylor<sup>[16]</sup>指出要素禀赋特别是要素积累水平(物质资本存量)的差异会决定污染性产业的比较优势;Marta Aloia 等<sup>[17]</sup>认为,环境污染会影响人力资本的健康,进而会对经济增长产生深远的影响;Chen 等<sup>[18]</sup>具体评估了环境污染对人力资源健康的影响程度及其福利效应。

鉴于中国农业自身特点和在经济增长中的重要地位,协调经济增长与环境质量提升的研究框架自然被引入了农业领域。理论研究上,国内学者获得了一个基本一致的认同:农业经济的增长主要依靠物质资本和土地等传统要素的投入,而技术进步的贡献较小,亟待转变农业生产方式,提高农业经济增长的质量<sup>[19-20]</sup>。实证研究较多且集中于两个方面:一方面是 EKC 假说在农业中的检验。如张晖和胡浩<sup>[21]</sup>以及沈能等<sup>[22]</sup>将氮、化肥、农药使用量等面源污染排放量作为环境污染变量纳入模型中,证明了中国农业面源污染存在 EKC 假说。另一方面是纳入环境因素的农业全要素生产率测算及来源分解。崔晓和张屹山<sup>[23]</sup>基于物料平衡原理,利用 SBM 模型测算和分解了中国省际农业环境效率。田伟等<sup>[24]</sup>、张可和丰景春<sup>[25]</sup>从低碳视角和强可处置性视角,利用 SBM 测算了分省的农业环境效率以及用 Tobit 模型分析了影响因素。但兼顾农业经济增长因素与农业环境效率之间关系的研究很少,如韩海彬和张莉<sup>[26]</sup>在研究中,实证检验了农业信息化对农业全要素生产率的影响效应。高鸣和陈秋红<sup>[27]</sup>运用静态 Xttobit 模型和动态 Diff - GMM 模型,检验了农村人力资本与农业碳排放绩效间的关系。

梳理已有文献,本文认为有两方面需要拓展。其一,已有文献很少将要素积累和技术进步同时纳入一个框架中分析农业环境效率的影响因素。要素积累(物质资本、土地等传统要素)、技术进步(人力资本)和农业环境效率是一个完整的经济系统,三者之间存在着相互依存、相互因果的作用效应<sup>[28]</sup>。在分析农业环境效率影响因素时,必须充分考虑要素积累和技术进步间联合内生结构带来的效率改进的影响,不考虑两者之间的交互作用可能对农业环境效率产生的影响,在研究框架上是存在缺陷的。其二,已有文献研究农业环境效率的影响因素基本都采用线性模型。文献在实证检验农业环境效率影响因素时基本都采用 Tobit 等线性模型,鉴于农业环境库兹涅茨曲线假说一定程度上的存在性,人力资本与农业环境效率之间存在非线性结构关系是很有可能的。也就是说,当物质资本和经济发展水平达到某一个或几个门槛值时,人力资本与农业环境效率之间可能会表现出非线性的结构性变化。在分析方法上如果不充分考虑这种非线性的关系,就会造成模型估计结果的偏误。

张桃林指出:“中国农业资源环境遭受着外源性污染和内源性污染的双重压力,农业可持续发展遭遇瓶颈。”<sup>[29]</sup>2016 年中央一号文件中特别强调,要“加快农业环境突出问题治理”。在经济发展步入新常态、农业环境面临新挑战的背景下,如何在诱导性制度变迁框架下提升要素配置效率,进一步改善农业生态环境,就显得格外重要。基于此,本文利用 2000~2013 年 30 个省级单位的均衡面板数据,通过非径向、非角度 SBM 和面板门槛模型,在完整的框架下重点考察了要素积累、人力资本与农业环境效率之间的关系,并据实证分析结果提出相应的政策启示。

## 二、农业环境效率模型构建及测算

### (一) 模型构建

农业生产过程中既能得到“合意产出”或“好的产出”(如农业总产值、粮食产量等),也会不可避免地生

产出“非合意产出”或“坏的产出”(如面源污染物、CO<sub>2</sub>等温室气体排放)。Fare 等<sup>[30]</sup>在研究中提出了既包括“合意产出”又包括“非合意产出”的环境生产可能性集合,即环境生产技术。

Tone<sup>[31]</sup>在 Fare 研究基础上,提出并拓展了非径向、非角度 SBM(Slack-Based Measure)模型,解决了 Fare 效率测度模型不考虑“松弛变量”对效率的影响问题。农业环境效率的 SBM 测度模型可表示为<sup>①</sup>:

$$\theta^* = \min \theta = \min \frac{1 - \left[ \frac{1}{n} \sum_{n=1}^n r_n^x / x_n^{i'} \right]}{1 + \left[ \frac{1}{m+k} \left( \sum_{m=1}^m r_m^y / y_m^{i'} + \sum_{k=1}^k r_k^b / b_k^{i'} \right) \right]}$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} \sum_{i=1}^i w_i y_m^i - r_m^y = y_m^{i'} \\ \sum_{i=1}^i w_i b_k^i + r_k^b = b_k^{i'} \sum_{i=1}^i w_i x_n^i + r_n^x = x_n^{i'} \end{cases}$$

上式中  $r^x$ 、 $r^y$ 、 $r^b$  代表投入、合意产出、非合意产出的松弛变量,目标函数  $\theta^*$  关于  $r^x$ 、 $r^y$ 、 $r^b$  严格递减,且  $\theta^* \in [0,1]$ ;当  $r^x = r^y = r^b = 0$  时,存在最优解  $\theta^* = 1$ ,表示生产单位完全有效率,如果  $\theta^* < 1$  时表示生产单位有效率损失。

## (二) 变量及数据说明

### 1. 产出变量

(1) 合意产出。为了确保与非合意产出、投入变量数据统计口径一致,得到准确的农业环境效率测算值,本文选择农业总产值作为合意产出。本文选择按照 1990 年不变价格计算的农业总产值来剔除价格因素对产值的影响。如没有特殊说明,相关数据<sup>②</sup>来源于 2001—2014 年《中国统计年鉴》,以下同。

(2) 非合意产出。农业既是温室气体主要排放源,也是最易遭受气候变化影响的产业。农业已经成为全球温室气体第二大来源,其中 CO<sub>2</sub>在温室气体的构成中占到了 75%。中国农业生产受到碳排放约束,也对未来发展提出较大的挑战。本文沿用学者们的研究思路,如田伟等<sup>[24]</sup>,以碳排放作为农业生产的非合意产出。具体测算方法借鉴引用率较高的李波等<sup>[32]</sup>的研究。农业碳排放主要来源于农业(种植业)生产过程中化肥、农药、农膜、柴油等能源消费,以及土地翻耕和灌溉过程中所直接或间接导致的温室气体的排放。碳排放量的计算公式为:

$$E = \sum E_i = \sum T_i \times \delta_i$$

其中,  $E$  为农业碳排放总量,  $E_i$  为各种碳源的碳排放量,  $T_i$  为各碳排放源的量(包括化肥、农药、农膜、柴油的消耗量或翻耕、灌概面积),  $\delta_i$  为各碳排放源的碳排放系数(化肥、农药、农膜、柴油、翻耕、灌溉的碳排放系数分别为 0.8956 kg · kg<sup>-1</sup>、4.9341 kg · kg<sup>-1</sup>、5.18 kg · kg<sup>-1</sup>、0.5927 kg · kg<sup>-1</sup>、312.6 kg · km<sup>-2</sup> 和 20.476 kg · hm<sup>-2</sup><sup>③</sup>)。

### 2. 投入变量

本文选择的投入变量主要有:(1) 土地投入。本文选择更能反映区域土地实际利用效率的农作物播种面积代理土地投入变量。(2) 农业劳动力投入。用统计年鉴中第一产业从业人员数代理农业劳动力投入变量,会人为地虚高种植业劳动力投入,这与本文其他变量选择口径不一致。为了保证投入和产出数据统计口径一致进而获得一致效率估计,本文用  $\text{农业总产值} = \frac{\text{农业总产值}}{\text{第一产业总产值}} \times \text{第一产业从业人口}$  来计算。

(3) 农业机械投入。本文以农业机械总动力计算,具体包括农业生产过程中的耕作、排灌、收获、运输以及植物保护等机械。(4) 化肥投入。用农业生产当年实际投入的化肥施用折算量计算,包括氮、磷、钾和复合肥。

<sup>①</sup>限于本文研究的目标和篇幅,公式具体推导的过程可参考李谷成等(2011)的研究。

<sup>②</sup>个别缺失数据采用线性插值法计算得到。

<sup>③</sup>农业灌溉的碳排放系数本为 25 kg/hm<sup>2</sup>,但考虑到仅火力发电对化石燃料的需求才导致间接的碳排放,在 25 kg/hm<sup>2</sup> 的基础上乘以平均火电系数 0.819,农业灌溉最终取值为 20.476 kg · hm<sup>-2</sup>。

的施用量。(5)灌溉投入。选择当地当年有效灌溉面积来计算。

根据以上模型构建和投入、产出指标的选择,本文测算了2000–2013年30个省级行政单位<sup>④</sup>的农业环境效率,具体测算可以通过正式版DEAFrontier软件中自带的Slack-Based Model计算出来,具体计算过程不再赘述。需要指出的是:建设现代农业,加快实现农业生产方式转变,是未来中国农业发展的重中之重,尤其从2000年开始,农业现代化在每年的中央一号文件中频频被提及。农业现代化是破解环境和资源双重约束的主要出路。国家重大农业政策的颁布和实施,会对全国各地区农业环境行为产生深刻的影响。因此,为了能够在完整新农政策视阈内实证检验全国各地区农业环境现实发展变化,根据数据的可得性,本文研究的时间范围界定为2000年到2013年。

### 三、农业环境效率门槛效应模型构建及变量选择

#### (一)模型构建

根据本文以上分析,农村人力资本与农业环境效率间可能存在因要素积累水平的不同而表现出非线性关系。充分考虑两者之间的区间效应,为了避免外生给定区间划分标准对模型估计产生的偏误问题,本文采用Hansen<sup>[33]</sup>提出的面板门槛模型,完全由样本数据的结构特征内生地划分不同区间,准确反映区域人力资本与农业环境效率两者之间的结构变化关系。本文借鉴Hansen<sup>[33]</sup>及连玉君<sup>[34]</sup>关于面板门槛模型设定形式及检验方法,单一门槛模型的基本形式设定如下:

$$agr_{it} = \mu_i + \gamma x_{it} + \beta_1 hum_{it} I(q_{it} \leq \delta) + \beta_2 hum_{it} I(q_{it} > \delta) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示不同省份,  $t$  表示年份,  $agr_{it}$  和  $hum_{it}$  分别表示模型中的被解释变量(农业环境效率)和解释变量(人力资本);  $x_{it}$  为对农业环境效率产生影响的一组控制变量;  $q_{it}$  为门槛变量经济积累(包括人均农业总产值和物质资本);  $\delta$  为待检验的门槛值;  $I(\cdot)$  表示指标函数;  $\mu_i$  表示各省份不可观测的个体效应因素;  $\varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$ , 表示随机干扰项。

按照以上模型设定的方法,可以将上述模型的基本形式扩展为双重门槛模型:

$$agr_{it} = \mu_i + \gamma x_{it} + \beta_1 hum_{it} I(q_{it} \leq \delta_1) + \beta_2 hum_{it} I(\delta_1 < q_{it} \leq \delta_2) + \beta_3 hum_{it} I(q_{it} > \delta_2) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

根据研究的目的,本文在式(1)和式(2)中将  $q_{it}$  分别用人均农业总产值和物质资本变量具体表示,就会得到以人均农业总产值为门槛变量的模型(I)和以物质资本为门槛变量的模型(II),分别检验人力资本与农业环境效率之间的非线性关系。

对于给定的门槛值  $\delta$ ,本文采用普通最小二乘法(OLS)得到参数  $\beta$  的一致估计量。并采用 OLS 和格栅搜索法(grid search)确定最优门槛值  $\hat{\delta}$ ,当门槛值  $\delta = \hat{\delta}$  时,模型的残差平方和  $S(\delta)$  最小,即  $\hat{\delta} = \operatorname{argmin} S(\delta)$ 。利用优化搜索方法进行多重门槛估计时,首先搜索模型的第一个门槛值  $\hat{\delta}_1$ ,固定住  $\hat{\delta}_1$ ,再继续搜索第二个门槛值  $\hat{\delta}_2$ ,如果  $\hat{\delta}_2$  存在,固定住  $\hat{\delta}_2$ ,再对第一个门槛值进行再次搜索。重复这个过程,可以继续搜索第三个以及更多个门槛值。确定最优门槛值个数之后,需要进一步检验门槛效应是否显著以及门槛估计值是否等于其真实值。

#### (二)变量及数据说明

##### 1.被解释变量( $agr$ )

门槛模型中选择的被解释变量为本文第二部分测算的农业环境效率值。

##### 2.解释变量为农村人力资本( $hum$ )

在衡量人力资本时,现有文献多采用平均教育年限法,而这种方法忽视了一个非常重要的依赖变量——制度安排。实际上,人力资本的形成应该分为两个阶段:一是通过教育投资凝结在个体上的知识和技能等“潜在”的人力资本,二是通过实践形成的现实的、能增加物质资本产出效应的人力资本<sup>[35]</sup>。在中国经济发展转型期,很多新农政策制度的建立势必会对农村人力资本质量的提高产生极大的影响,如果仅用平均教育年限法来测算人力资本的全部,会遗漏和忽视不同年级教育的异质性,即随着教育年限的增长,人

<sup>④</sup>DEA模型对异常数据非常敏感,考虑到西藏资源禀赋等的特殊性,故本文不以考虑。

力资本质量是倍数增长的。因此,本文参照张超的研究,用“潜在”人力资本来测算农村人力资本的质量。具体做法是:先计算平均受教育年限值( $s$ )。将小学、初中、高中、中专、大专及大专以上分别设为6年、9年、12年、12年、15.5年。具体计算公式为: $s_{it} = P_{it}^1 \times 6 + P_{it}^2 \times 9 + P_{it}^3 \times 12 + P_{it}^4 \times 12 + P_{it}^5 \times 15.5$ ,其中, $P_{it}^1$ 、 $P_{it}^2$ 、 $P_{it}^3$ 、 $P_{it}^4$ 、 $P_{it}^5$ 分别代表从达到小学到大专及大专以上各教育水平劳动者占农业从业人数的比重。再用如下公式具体测算平均“潜在”人力资本: $hum_{it} = e^{\lambda s}$ ,其中 $\lambda = 0.1$ 。受教育程度数据来源于2001-2014年《中国农村统计年鉴》。

### 3. 门槛变量

本文选择要素积累变量为模型的门槛变量,具体包括物质资本积累和经济发展水平两个变量。(1)物质资本积累( $phy$ )。中国农业发展处在生产方式转变的过渡时期,随着经济的发展,人力资本和物质资本积累效应逐渐展现。但在农业投资中,因为人力资本和物质资本的投资回报率存在显著差异,造成人力资本积累和物质资本积累增速差异较大,两者之间的动态结构变化将会对农业环境效率提升产生非均衡的影响。本文沿用已有文献的研究,用农村家庭人均生产性固定资产原值作为物质资本的指标变量(单位:元/人)。(2)经济发展水平( $gdp$ )。选择人均农业总产值指标表示经济发展水平变量(单位:元)。本文以经济发展水平为模型的门槛变量,主要出于两方面的考虑:一方面,新增长理论阐明后发国家或地区通过引进发达国家或地区的先进技术,能够缩小经济发展水平的差距,但现实中很多后发国家和地区经济增长水平远远低于与技术能力相称的经济增长水平,严重阻碍了技术进步对经济增长的促进作用。农业经济发展水平与人力资本匹配问题,将会对农业技术进步及农业环境产生极大影响;另一方面,环境库兹涅茨曲线(EKC)假说表明,经济增长与资源消耗和环境污染排放间呈“倒U型”曲线特征,在农业领域EKC拐点出现在什么水平上,以及农业经济增长与农业环境质量间呈现怎样的趋势特点还存在争议<sup>[22]</sup>,但可以看出,以要素投入为主导的农业经济增长方式势必会对农业环境质量带来极大的压力,这种外部环境的约束会造成人力资本与农业环境效率间作用效应的非均衡变化。

### 4. 控制变量

(1)地理环境变量( $nat$ )。农业产业自身特点决定了其对地理环境依赖较强,地理环境是农业生产要素发挥效率的现实基础,地理环境的差异会对农业经济的发展产生不同影响,进而会对农业环境效率产生异质性影响效应。本文选择的地理环境变量计算公式为:

$$nat = \text{农作物受灾面积} / \text{农作物总播种面积}$$

(2)农业种植结构( $str$ )。不同地区农业种植结构的不同造成了农业生产要素投入强度的差异,农业种植结构的优化会进一步提升农业资源利用效率,进而会对农业环境效率产生极大的影响。本文采用粮食播种面积/农作物总播种面积的比值计算得到农业种植结构变量。

(3)农村用电量( $rue$ )。生产中能源消耗是农业碳排放的主要来源。全国各地区农业能源消耗呈现出明显的差异化,农业能源消耗碳排放强度和效率亦存在显著的差异,而这种差异会对各地区农业环境产生异质性的约束。本文参考郑风田和刘杰<sup>[36]</sup>的研究,选择农村用电量作为农业能源消耗的代理变量。

(4)经济发展水平( $gdp$ )和物质资本积累( $phy$ )。本文同时将物质资本积累变量作为模型(I)的控制变量,将经济发展水平作为模型(II)的控制变量。

### (三)样本数据的统计描述(表1)

表1 样本描述性统计(2000-2013年,N=30个省、市、自治区,T=14年)

变量指标	平均值	标准差	最小值	最大值
农业环境效率( $agr$ )	0.446	0.186	0.130	1.000
农村人力资本( $hum$ )	2.281	0.273	1.440	3.090
地理环境( $nat$ )	0.277	0.164	0.000	0.940
农业种植结构( $str$ )	0.653	0.119	0.330	0.950
物质资本( $phy$ )	6 551.739	5 052.571	842.250	30 000
农村用电量( $rue$ )	155.628	250.373	1.400	1 696.400
经济发展水平( $gdp$ )	24 000	19 000	2 662	100 000

#### 四、计量分析结果及解释

##### (一) 门槛效应检验

为了确定门槛模型的具体形式,我们利用 stata11 软件先对模型中存在门槛个数进行检验。根据  $F$  统计量和利用 Hansen 提出的“自抽样法”(Bootstrap)构造的  $P$  值综合检验门槛个数、门槛值以及显著性。对模型(I)和模型(II)检验的结果见表 2。

表 2 门槛效果检验、估计值和置信区间

门槛变量	模型	$F$ 值	$P$ 值	门槛估计值	95% 置信区间	临界值		
						1%	5%	10%
$gdp$	单一门槛	119.774 ***	0.000	12 000	[12 000,12 000]	38.288	28.703	23.320
	双重门槛 <sup>⑤</sup>	99.467 ***	0.000	51 000	[47 000,51 000]	69.188	60.881	50.363
$phy$	单一门槛	19.187 ***	0.005	1 680.34	[972.160,1 680.340]	17.274	7.681	5.019
	双重门槛	16.928 **	0.005	6 708.91	[4 733.43,12 000]	17.666	11.234	6.925

注:表中  $P$  值和临界值均为采用“自抽样法”反复抽样 300 次得到的结果; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

模型(I)和模型(II)双重门槛的估计值以及相应的 95% 置信区间分别列示于表 2 中。以人均农业总产值( $gdp$ )为门槛的模型(I)在 1% 显著性水平上通过了双重门槛检验,据此我们将模型(I)设定为双重门槛模型的形式,具体形式如方程(2)。其中人均农业总产值的两个门槛值分别为 12 000 元和 51 000 元,同时借助图 1 绘制的以人均农业总产值为门槛变量的似然比函数图,我们进一步可以得知两个门槛估计值的 95% 置信区间是所有  $LR$  值小于 5% 显著性水平下的临界值 7.35(虚线所对应的值)<sup>⑥</sup>的区间(如图 1)。因此,我们可以根据这两个门槛值将 30 个省级行政单位分成经济低发展区( $gdp \leq 12 000$ )、经济中发展区( $12 000 < gdp \leq 51 000$ )和经济高发展区( $gdp > 51 000$ )三种类型。

以物质资本( $phy$ )为门槛的模型(II)在 1% 显著性水平上通过了双重门槛检验,我们将模型(II)设定为双重门槛模型。两个门槛值分别为 1 591.69 元/人和 6 708.91 元/人,似然比函数图如图 2 所示,分析过程如上。因此,可以把 30 个省级行政单位按照物质资本的两个门槛值,将样本分为物质资本匮乏区( $phy \leq 1 591.69$ )、物质资本中等区( $1 591.69 < phy \leq 6 708.91$ )和物质资本丰富区( $phy > 6 708.91$ )三种类型。

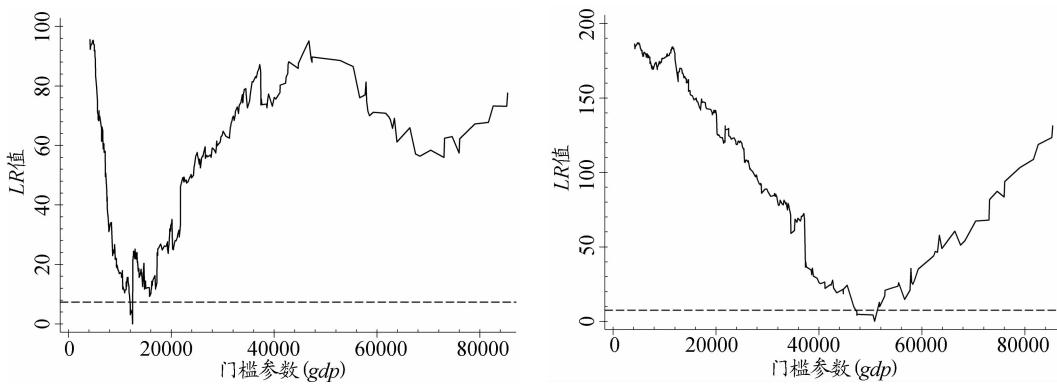


图 1 人均农业总产值为门槛变量的双重门槛估计值及置信区间

##### (二) 模型参数估计

通过以上门槛模型的 Hansen 检验过程,本文采用固定效应模型对模型(I)和模型(II)参数进行一致估计。同时设定了固定效应模型的同方差估计(OLS 估计)和异方差估计(White 稳健性估计),可以避免回归中异方差以及进一步检验模型的稳健性。估计结果见表 3。

<sup>⑤</sup>三重门槛模型虽然通过了显著性检验,但 95% 置信区间跨度较大,包含了大部分双重门槛的置信区间,根据 Hansen(1999) 以及连玉君(2006) 的分析,我们可以将模型退化为双重门槛来分析。

<sup>⑥</sup>Hansen(1999)提供了一个公式,当  $LR_1(\gamma_0) \leq C(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$  ( $\alpha$  为显著性水平,一般取 5%) 时不能拒绝原假设。

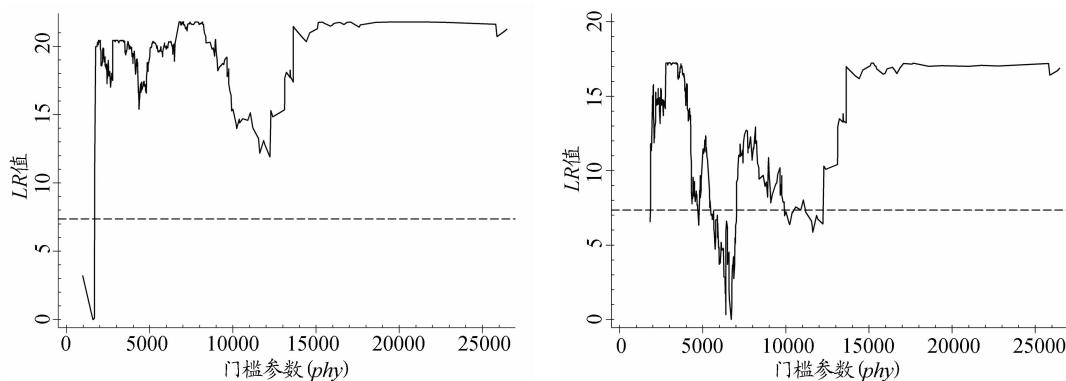


图2 物质资本为门槛变量的双重门槛估计值及置信区间

从表3汇总的结果可知,模型(I)中物质资本控制变量与农业环境效率之间有显著的正向作用关系,说明现阶段各省物质资本积累对农业经济增长和农业环境效率提升效应还是很明显的,也就是说在未来一段时间内物质资本积累的环境效率提升空间的潜力很大,与姚洋<sup>[2]</sup>的判断是一致的。而地理环境、农村用电量和农业结构等变量与农业环境效率之间呈现出了显著的负相关关系,说明农业受灾面积的扩大、农业能源消耗的不断扩大以及粮食播种面积占比过大,都会对农业环境效率产生显著的消极影响,结论与李谷成等<sup>[23]</sup>的研究一致。模型(II)中经济发展水平变量与农业环境效率有显著的正向关系,说明经济发展水平有利于农业环境效率的提升,而地理环境、农业结构、农村用电量等变量与农业环境效率存在显著的负相关关系。

接下来,本文重点关注在模型(I)和模型(II)中农村人力资本与农业环境效率之间的门槛效应。

表3 模型(固定效应)的参数估计结果及稳健性检验

	模型(I)		模型(II)	
	同方差 OLS 估计	异方差 White 估计	同方差 OLS 估计	异方差 White 估计
<i>nat</i>	-0.043 (-1.11)	-0.043 (-0.86)	-0.027 3 (-0.84)	-0.027 3 (-0.84)
<i>str</i>	-0.510 *** (-3.85)	-0.510 ** (-2.42)	-0.572 *** (-5.10)	-0.572 *** (-3.32)
<i>phy</i>	0.000 013 8 *** (7.76)	0.000 013 8 *** (4.73)		
<i>rue</i>	-0.000 009 5 (-0.48)	-0.000 009 5 (-0.63)	-0.000 009 06 (-0.54)	-0.000 009 06 (-0.62)
<i>gdp</i>			0.000 007 90 *** (22.81)	0.000 007 90 *** (11.43)
<i>hum_x_gdp1</i> 经济低发展区	-0.050 1 *** (-8.28)	-0.050 1 *** (-6.70)		
<i>hum</i> 经济中发展区	0.107 *** (4.73)	0.107 *** (3.55)		
<i>hum_x_gdp2</i> 经济高发展区	0.097 8 *** (12.06)	0.097 8 *** (4.60)		
<i>hum_x_phy1</i> 物质资本匮乏区			0.058 2 *** (4.28)	0.058 2 ** (2.66)
<i>hum</i> 物质资本中等区			0.063 7 *** (3.29)	0.063 7 ** (2.26)
<i>hum_x_phy2</i> 物质资本丰富区			0.0231 *** (4.10)	0.0231 ** (2.74)
<i>R</i> <sup>2</sup> _w	0.642	0.642	0.739	0.739
N	420	420	420	420
F	98.16	51.05	154.8	69.18

注:表格中括号内为 *t* 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

以经济发展水平为门槛变量,将全样本划分为经济低发展区、经济中发展区和经济高发展区三个门槛区间,在不同门槛区间中人力资本对农业环境效率呈现了异质性的作用效应(见表3)。当经济发展水平低于12 000元(第一个门槛值)时,人力资本对农业环境效率具有显著的负向作用效应,参数估计值为-0.050 1,并在1%水平上通过显著性检验。低水平的经济发展严重阻碍了人力资本对农业环境效率提升效应的释放。当经济发展水平介于12 000~51 000元之间时,人力资本对农业环境效率的作用系数为0.107,并通过1%水平显著性检验。当经济发展水平超过51 000元(第二个门槛值)时,人力资本对农业环境效率具有正向作用(系数为0.097 8),且通过1%显著性水平检验。可以看出,当经济发展水平处在12 000~51 000元之间时,人力资本对农业环境效率的提升效应最明显,但过高的经济发展水平显著地弱化了人力资本对农业环境效率的提升效应,而过低的经济发展水平则严重阻碍了人力资本对农业环境效率的提升效应。文章实证结论再次证明了农业环境库兹涅茨曲线(EKC)假说的条件收敛性,并且也表明人力资本积累的水平与经济发展水平之间要充分匹配,某一方出现了超过另一方能力所能承载的程度,就会出现因两者结构失衡带来的效率损失。而从目前中国的实际情况看,农村人力资本积累的总量和结构远远低于农业经济增长的速度,就会发生随着农业经济增长的加快,人力资本扩散效应变弱,最终会导致农业环境质量和效率的下降的情况<sup>[26]</sup>。所以,在经济发展水平门槛效应下,人力资本对农业环境效率提升的作用效应呈现出了非常显著的“反N型”作用趋势。

表4的上半部分描述了2000年、2007年和2013年中国各省级行政单位经济发展水平的时空间分布格局。从表4可知,2000年,东、中、西部地区大部分省级行政单位都处在经济低发展区,只有东部广东、浙江、天津、上海、北京等5个省级行政单位处在经济中发展区;在2007年,东部地区的上海和北京发展到了经济高发展区,处在经济低发展区的只有西部的贵州、甘肃、云南3省;而到了2013年所有30个省级行政单位都跨过了经济低发展区,相比2007年经济高发展区新增了山东、福建、广东、辽宁、内蒙古、浙江、江苏、天津8个省级行政单位。以上分析结果可以看出,随着时间的推移中国各省级行政区经济发展水平时空分布差异明显,跨越第一门槛进入经济中发展区的省级行政单位在逐渐增加,从2000年的5个,到2007年的25个,再到2013年20个,大部分省级行政单位处在人力资本对农业环境效率提升效应最明显的经济中发展区,但也可以看出跨过第二个门槛的省级行政单位数量在增加,随着经济发展水平的进一步加快,农业环境效率提升的压力较大。

以物质资本为门槛变量,将全样本划分为物质资本匮乏区、物质资本中等区和物质资本丰富区三个门槛区间。在物质资本积累的不同区间内,人力资本与农业环境效率间的作用效应有明显的变异(见表3)。在物质资本匮乏区、物质资本中等区和物质资本丰富区三个门槛区间上,人力资本与农业环境效率之间都呈现了显著的正向作用效应,分别通过了1%、5%和5%显著性水平检验。可以看出,近些年随着农业经济的较快发展,人力资本和物质资本积累水平不断扩大,已经成为农业经济增长和农业生产效率提升的重要源泉。在物质资本积累效应的作用下,整体提高了人力资本对农业环境效率的提升效应。但从三个门槛区间人力资本对农业环境效率的估计系数看,匮乏区系数为0.058 2、中等区系数为0.063 7,有明显上升的趋势,但到了丰富区系数为0.023 1,出现了快速下降的趋势,表现出了明显的随着物质资本积累的扩大,人力资本对农业环境效率正向作用效应先升高再下降的趋势。物质资本积累下人力资本对农业环境效率的提升取得明显的积累效应和溢出效应,但同时也展现出了随着物质资本积累增速的扩大,人力资本对农业环境效率提升的作用效应呈现出了“倒U型”变化趋势。原因主要是:一方面,短期看,中国农业经济增长仍要依靠大量物质资本的投入,物质资本投资回报率大于人力资本投资回报率。长期看,随着物质资本积累水平跨越第一个门槛值1 680.34元/人时,物质资本积累水平与人力资本吸收能力所能承载的水平间适宜,两者之间没有发生替代效应,但当物质资本积累水平低于第一个门槛值1 680.34元/人和跨过第二个门槛值6 708.91元/人时,这种替代效应会快速地扩散,因此造成了人力资本对农业环境效率提升的贡献迅速减小,孙敬水和董亚娟<sup>[37]</sup>、王询和孟望生<sup>[38]</sup>的研究支持了本文的观点。另一方面,农业领域中物质资本积累的速度远远大于人力资本积累的速度<sup>[39]</sup>,在两者联合内生结构中物质资本积累对人力资本积累产生了显著的负外部性<sup>⑦</sup>,制约了人力资本积累效应的释放。人力资本和物质资本积累结构的失衡(人力资本和物质资本匹配度下降),会随着物质资本积累的不足和过度,严重阻碍人

<sup>⑦</sup>在物质资本和人力资本联合内生的结构中,如果物质资本的积累对人力资本积累水平产生了制约作用,即发生了物质资本积累对人力资本积累的负外部性,如果是促进作用,则表明物质资本积累对人力资本积累产生了正外部性。参见张小雪和陈万明(2009)的研究。

力资本对农业环境效率的提升效应,最终导致当物质资本低于第一个门槛值和跨过第二个门槛值时,出现了“倒U型”的趋势特征。模型检验结果表明,人力资本与农业环境效率之间存在显著的物质资本门槛效应。

从表4下半部分可以看出,2000年处在物质资本中等区的有26个东、中、西部地区省级行政单位,到了2007年只有19个处在这个区域内,而到2013年只有8个处在中等区,有22个省级行政单位物质资本积累跨过了第二个门槛进入了物质资本丰富区。现阶段,中国大部分省级行政单位处在人力资本与农业环境效率间“倒U型”趋势的下降阶段,随着物质资本积累速度的加快,在农业环境中人力资本积累效应越会受到限制。

表4 全国30个省级行政单位农业环境效率的时空差异

样本分区	2000年	2007年	2013年
经济低发展区	贵州、甘肃、广西、陕西、云南、四川、宁夏、江西、安徽、青海、山西、重庆、河南、湖南、内蒙古、吉林、海南、湖北、新疆、河北、黑龙江、山东、辽宁、福建、江苏	贵州、甘肃、云南	无
经济中发展区	广东、浙江、天津、上海、北京	广西、陕西、四川、宁夏、江西、安徽、青海、山西、重庆、河南、湖南、内蒙古、吉林、海南、湖北、新疆、河北、黑龙江、山东、辽宁、福建、江苏、广东、浙江、天津	贵州、甘肃、云南、广西、安徽、江西、四川、河南、山西、海南、青海、湖南、新疆、黑龙江、河北、宁夏、湖北、陕西、重庆、吉林
经济高发展区	无	上海、北京	山东、福建、广东、辽宁、内蒙古、浙江、江苏、上海、天津、北京
物质资本匮乏区	北京、重庆	上海	无
物质资本中等区	贵州、甘肃、广西、陕西、云南、四川、宁夏、江西、安徽、青海、山西、河南、湖南、吉林、海南、湖北、河北、黑龙江、山东、辽宁、福建、江苏、广东、浙江、天津、上海	广东、山西、湖南、重庆、北京、江西、陕西、湖北、贵州、江苏、广西、福建、浙江、四川、天津、河南、安徽、海南、云南	上海、北京、广东、山西、湖南、江苏、陕西、天津
物质资本丰富区	新疆、内蒙古	河北、甘肃、山东、辽宁、青海、宁夏、吉林、新疆、黑龙江、内蒙古	贵州、甘肃、广西、云南、四川、宁夏、江西、安徽、青海、重庆、河南、内蒙古、吉林、海南、湖北、新疆、河北、黑龙江、山东、辽宁、福建、浙江

## 五、结论及启示

本文在2000~2013年中国30个省级行政单位的面板均衡数据以及低碳约束下利用非径向、非角度SBM函数测算农业环境效率基础上,将要素积累、人力资本和农业环境效率变量纳入一个完整的研究框架中,采用面板门槛模型实证检验了三者之间的非线性关系。研究发现,人力资本与农业环境效率间会因为经济发展水平和物质资本积累水平的不同而呈现出显著的双门槛区间效应。只有当经济发展处在最优区间(12 000~51 000元)时,人力资本对农业环境效率的提升作用效应最显著,过高的经济发展水平反而降低了这种作用效应,而过低的经济发展水平却造成了两者之间负向作用效应的出现。随着经济发展跨越两个门槛值时,人力资本与农业环境效率提升间呈现出了显著的“反N型”趋势特征。当物质资本积累水平处在中等区(1 680.34~6 708.91元/人)时,人力资本对农业环境效率的提升作用效应最显著,而低于第一个门槛值和跨过第二个门槛值后这种作用效应在变小,清晰地表明随着物质积累水平的不断扩大,人力资本与农业环境效率提升间呈现明显的“倒U型”趋势特征。

本文实证分析结果所表明的政策启示很明显。主要依靠要素投入带来的农业经济增长,确实给农业环境带来了巨大的压力甚至造成了环境质量的恶化。从2014开始连续三年中央一号文件都提及了农业环境问题,2016年一号文件中又着重提出要“加快农业环境突出问题治理”,实际上已经表明政府要加快对农业农村生态环境的治理的决心。加快农业环境治理就是要突出政策的区域适应性和准确性。在要素积累影响人力资本与农业环境效率提升间门槛效应存在的事实上,要加快建立完善的农业生态补偿机制以及农业环境的政策法规制度,加强顶层设计,充分保障农业环境制度供给。与此同时,要着重从需求角度建立完备的农业政策工具,加强农业政策体系与农业政策工具间的协调性和针对性,需求和供给两方面共同发力才

能形成良好的农业环境治理体系。基于此,我们认为,在提升农业环境质量问题上,要建立“优化物质资本、人力资本和农业经济增长之间结构”的政策导向和工具,以此来提升三者之间的动态匹配层次。具体做法上,可以尝试在避免人力资本、物质资本投入“不足”或“过度”的基础上,在经济高发展区加大农业技术型人力资本的投入,而在经济低发展区首先要提高人力资本的存量水平,在提高存量中调结构;在物质资本中等区以及物质资本丰富区着重通过优化农业内部以及农业与其他产业间的结构,加大能够引致人力资本需求产业的投资,为人力资本形成和积累创造条件<sup>[28]</sup>,在物质资本匮乏区要努力提高物质资本和人力资本的存量水平,同时要注意两者之间的优化配置结构。

#### 参考文献:

- [1]“人力资本结构研究”课题组. 人力资本与物质资本的匹配及其效率影响[J]. 统计研究, 2012, 29(4): 32–38.
- [2]姚洋. 供给侧改革与中国经济赶超[J]. 经济导刊, 2016(3): 30–35.
- [3]施炳展, 李坤望. 中国靠什么实现了三十年的经济赶超——基于 118 个国家跨国样本的数据包络分析[J]. 当代经济科学, 2009(2): 42–48.
- [4]ROMER P M. The origins of endogenous growth[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1994, 8(1): 3–22.
- [5]BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Convergence[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(2): 223–251.
- [6]邹薇, 代谦. 技术模仿、人力资本积累与经济赶超[J]. 中国社会科学, 2003(5): 26–38, 205.
- [7]CASELLI F, COLEMAN W. The world technology frontier[J]. American Economic Review, 2006, 96(3): 499–522.
- [8]GRIER R M. On the interaction of human and physical capital in Latin America[J]. Economic Development and Cultural Change, 2002, 50(4): 891–913.
- [9]HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [10]BROCK W A, TAYLOR M S. Economic growth and the environment: A review of theory and empirics[J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1: 1749–1821.
- [11]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 353–377.
- [12]VAN GELDROP J, WITHAGEN C. Natural capital and sustainability[J]. Ecological Economics, 2000, 32(3): 445–455.
- [13]祁毓, 卢洪友, 张宁川. 环境质量、健康人力资本与经济增长[J]. 财贸经济, 2015(6): 124–135.
- [14]BAUMOL W J, OATES W E, BAWAV S, et al. The theory of environmental policy [M]. New York: Cambridge University Press, 1988.
- [15]刘渝琳, 温怀德. 经济增长下的 FDI、环境污染损失与人力资本[J]. 世界经济研究, 2007(11): 48–55.
- [16]COPELAND B, TAYLOR S. Trade and the environment: Theory and evidence[M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [17]ALOI M, TOURNEMAINE F. Growth effects of environmental policy when pollution affects health[J]. Economic Modelling, 2011, 28(4): 1683–1695.
- [18]CHEN Y, EBENSTEIN A, GREENSTONE M, et al. Evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai River policy[C]//Proceedings of the National Academy of Sciences, 2013, 110(32): 12936–12941.
- [19]赵文, 程杰. 农业生产方式转变与农户经济激励效应[J]. 中国农村经济, 2014(2): 4–19.
- [20]张社梅, 蒋远胜. 四川省农业经济增长结构变动分析[J]. 农业技术经济, 2015(2): 85–94.
- [21]张晖, 胡浩. 农业面源污染的环境库兹涅茨曲线验证——基于江苏省时序数据的分析[J]. 中国农村经济, 2009(4): 48–53, 71.
- [22]沈能, 周晶晶, 王群伟. 考虑技术差距的中国农业环境技术效率库兹涅茨曲线再估计: 地理空间的视角[J]. 中国农村经济, 2013(12): 72–83.
- [23]崔晓, 张屹山. 中国农业环境效率与环境全要素生产率分析[J]. 中国农村经济, 2014(8): 4–16.
- [24]田伟, 杨璐嘉, 姜静. 低碳视角下中国农业环境效率的测算与分析——基于非期望产出的 SBM 模型[J]. 中国农村观察, 2014(5): 59–71.
- [25]张可, 丰景春. 强可处置性视角下中国农业环境效率测度及其动态演进[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(1): 140–149.

- [26] 韩海彬,张莉. 农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J]. 中国农村经济,2015(8):11-21.
- [27] 高鸣,陈秋红. 贸易开放、经济增长、人力资本与碳排放绩效——来自中国农业的证据[J]. 农业技术经济,2014(11):101-110.
- [28] 张小雪,陈万明. 中国人力资本、物质资本供给的联合内生结构与经济增长研究[J]. 财贸研究,2009(5):25-30.
- [29] 张桃林. 2016中央一号文件将农业环境问题摆在重要位置[EB/OL].[2016-02-20]. <http://www.lysbs.cn/news/minsheng/21173.html>. 2016-02-02.
- [30] FARE R, GROSSKOPF S, LOVELL C K. Production frontiers[M]. New York: Cambridge University Press, 1994.
- [31] TONE K. Dealing with undesirable outputs in DEA: A slacks-based measure (SBM) approach[R]. Presentation at NAPW III, Toronto, 2004: 44-45.
- [32] 李波,张俊飚,李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境,2011(8):80-86.
- [33] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [34] 连玉君,程建. 不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究[J]. 当代经济科学,2006(2):97-103,128.
- [35] 张超. 经济体制转型与人力资本积累关系的实证分析[J]. 经济研究,2007(12):59-71.
- [36] 郑风田,刘杰. 家庭能源消费结构对农村家庭妇女时间分配的影响——来自贵州省织金县的数据[J]. 农业技术经济, 2010(10):72-81.
- [37] 孙敬水,董亚娟. 人力资本、物质资本与经济增长——基于中国数据的经验研究[J]. 山西财经大学学报,2007(4):37-43.
- [38] 王询,孟望生. 人力资本投资与物质资本回报率关系研究[J]. 当代财经,2013(7):5-15.
- [39] 郭志仪,曹建云. 人力资本和物质资本对我国东、西部经济增长及其波动影响的比较分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2008(1):133-138.

## Research on threshold effect on the relationship between factor accumulation, human capital and agricultural environment efficiency

YAO Zengfu<sup>1</sup>, TANG Huajun<sup>2</sup>, LIU Xin<sup>1</sup>

(1. Department of Economics and Business, Guilin University of Aerospace Technology, Guilin 541004, P. R. China; 2. Institute of Agricultural Resources and Regional Planning of CAAS, Beijing 100081, P. R. China)

**Abstract:** Agricultural environment governance issues directly affect the sustainable development of rural economy and farmers' health. Based on balanced panel data of China's 30 provinces from 2000 to 2013, this paper takes the factor accumulation as threshold variables to establish panel threshold regression model, in order to test the unbalanced threshold effect on rural human capital to improving the agricultural environment efficiency. The results show that between human capital and agricultural environment efficiency there has a significant dual threshold range effect relying on economic development and material capital accumulation. Human capital and agricultural environment efficiency ascension reveal a significant "inverse-N type" trend characteristic from the low area to the high-risk area of economic development. Human capital and agricultural environment efficiency ascension reveal an obvious "invert U-type" trend characteristic from the shortage area to the abundant area of material capital. Agricultural environment policy should reflect the guide of optimizing the structure in economic development level, physical capital and human capital accumulation.

**Key words:** factor accumulation; human capital; agricultural environment efficiency; threshold effect; low carbon constraint

(责任编辑 傅旭东)