马永喜，马钰婷．氮磷平衡视角下农户粮食生产环境效率分析——基于DEA-CLAD两阶段模型［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2021，20（6）：9-18.
MA Yongxi，MA Yuting. Study on environmental efficiency of farmers′ grain production ： based on the two-phase modeling of DEA-CLAD［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2021，20（6）：9-18.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2021.06.002

氮磷平衡视角下农户粮食生产环境效率分析
——基于DEA-CLAD两阶段模型

马永喜[1,2]，马钰婷[1,2]
（1.浙江理工大学 经济管理学院，浙江 杭州 310018；2.浙江理工大学 浙江省生态文明研究院，浙江 杭州 310018）

摘　要：科学评估粮食生产的环境效率并研究其影响因素，对保障粮食生产的可持续发展具有重要理论和现实意义。从粮食生产氮磷平衡的视角，将氮和磷的盈余作为“非期望产出”，构建非径向SBM方法的农业环境效率评估模型。在此基础上，在扰动项不服从正态性和同方差性假设的情况下，采用更加稳健的CLAD模型来代替传统的Tobit模型，构建DEA-CLAD的两阶段模型。利用2004—2016年浙江省籼稻种植农户的地块层面的数据，对籼稻生产的环境效率进行测量，并对其影响因素进行实证估计。研究结果表明，浙江省籼稻生产历年环境效率处于波动之中，平均环境效率为0.563，有较大提升空间；粮食价格、化肥价格和农药价格是籼稻生产环境效率的主要影响因素，粮食价格、化肥价格对环境效率有正向显著的影响，而农药价格对环境效率的影响为负；粮食生产环境效率还受到劳动力价格、土地成本、补贴和农户年龄等市场因素、政策和农户特征多方面的影响。

关键词：物质平衡原理；环境效率；粮食生产；归并最小绝对离差法（CLAD）；数据包络分析（DEA）
中图分类号：304.7　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1671-816X（2021）06-0009-10

在粮食生产中，化肥、农药等农用化学品的使用为作物生长提供必要的养分，并减少作物减产的风险。但是过量的农业化学品在农田内的使用也造成了农田的氮磷失衡与环境污染，影响到农业的可持续发展。2017年，我国主要粮食作物（水稻、玉米、小麦）化肥利用率为37.8%，农药利用率为38.8%，远低于发达国家50%～65%的水平[1]。我国粮食产量占世界16%，却消耗了世界31%的化肥用量，单位面积农药用量达到了世界平均水平的2.5～5倍。农业投入品的低效使用导致较高生产成本的同时，也带来了一定的环境危害和环境污染。因而，提升粮食生产的环境效率，在增加农业产值的同时减少对生态环境的影响，保障粮食生产的可持续发展，已经成为目前迫切需要解决的重要现实问题。

目前，国内外学者从不同角度将环境因素引入农业生产率评估中，对农业环境效率进行测算和研究。部分学者将污染视为一种“非合意”产出，利用最大化“合意”产出且最小化“非合意”产出来计算环境效率[2-4]。另有部分学者将污染治理费用作为投入要素，根据调查数据来计算污染量、核算环境污染价值，并进而计算环境效率[5]。在考察环境污染或非合意产出上，大多学者以碳排放作为产出变量，从低碳视角下测算农业环境效率，分析农业碳排放的时空特征并研究其影响因素[6-8]；也有一些学者从化学物质污染角度，考察资源使用带来的化学物质利用效率，以及化学物质使用带来的水质和土壤污染[9-11]。在环境效率测定基础上，国内外学者讨论了各种社会、经济以及政策等因素对农业环境

收稿日期：2021-04-19　　**修回日期：**2021-05-19
基金项目：国家自然科学基金资助项目（71873125，41961124004）；浙江省大学生创新创业孵化项目暨新苗人才计划项目（2020R406068）
作者简介：马永喜（1977-），男，教授，博士。研究方向：农业经济管理，资源环境经济。E-mail：myx@zstu.edu.cn

效率的影响。例如家庭收入[12]和收入差距[13]、人力资本[14]、土地规模[15-16]、教育水平[17]、年龄[18]和农业补贴[19]等都可能对环境效率产生不同程度的影响。

目前研究结果可以看出，如何确定农业源污染排放量是进行环境效率评价的关键问题。污染排放量的测定往往根据要素投入和农业源污染排放系数资料来估计污染的排放，但是农业源污染排放系数受到作物种类、农业生态环境等方面的影响，其数据往往具有不可获得性或有较大的偏误[20]。考虑到农业生产本身是物质资源转换的过程，而环境污染本质上也是放错了地方的资源，采用物质平衡法有可能解决污染量测算上的不足，能够较为真实准确估算农业源污染量。物质平衡法可以分析计算农业生产过程中多种物质元素的污染排放总量，并分析出每个污染元素对环境的危害程度[21]。物质平衡法根据投入要素的实际投入产出数量，追踪养分与化学物品的流动方向，可以衡量该农业生产活动对环境所造成的污染量，排除生产要素的价格变量对最终测算结果的影响。此外，目前的环境效率评估及其影响因素分析更多关注于省级宏观层面分析，因而难以从地块微观层面深入探究环境污染与效率运算，也难以准确分析农户特征对环境效率的影响。在环境效率影响因素研究方法上，目前研究多采用Tobit模型，但该模型对回归扰动项有较强的正态性和同方差性假定[22]，其估计结果不够稳健。而同样用于受限解释变量的CLAD模型其仅要求扰动项为独立同分布而且在非正态与异方差的情况下也能得到一致估计，在估计环境效率影响分析中结果可能将更为稳健可靠。

本研究从粮食生产氮磷平衡的视角，采用物质平衡法来测算粮食生产中的非期望产出（氮磷盈余），将物质平衡原则（MBP）引入环境效率测量模型中，对地块层面的农户粮食生产的环境效率进行估计。同时，本研究采用更加稳健的CLAD模型来代替Tobit，构建DEA-CLAD的两阶段模型，从地块层面来分析产品和要素价格、补贴等和农户特征等外生因素对粮食生产环境效率的影响。

一、模型构建

（一）粮食生产环境效率的测量

目前研究环境效率评估的方法主要分为以数据包络分析（DEA）为代表的非参数方法和以随机前沿分析（SFA）为代表的参数法两大类。相对于SFA方法，DEA方法无需设定具体的生产函数，可以测算多投入多产出数据变量，且不受投入产出量纲的影响，因而更加适用于包含非期望产出的农业生产的环境效率研究。目前，很多学者基于DEA方法，采用Tone提出的非径向、非角度SBM（Slack-Based Measure）模型来测量农业生产的环境效率[23]。但是，由于非期望产出（负产品）数据在具体操作中难以量化，固定系数法衡量的污染物排放量可能会对农业环境效率测算存在偏误[20]。

由于农业生产本身是物质资源转换的过程，生产过程中养分和化学品带来的环境污染来源于其过量和不当的使用。从物质平衡的视角，跟踪养分和化学品在作物生产和农田生态系统中的物质流向，能够精确地度量其不合意产品的产出。Coelli等提出基于物质守恒原则的环境效率模型，将生产过程投入生产的物料转化成为合意的产出和不合意的污染物[24]。氮磷既是作物生长必需的营养元素，为作物生长提供养分。氮磷过量和不当施用所造成的氮盈余和磷盈余又给农田土壤环境带来环境危害和威胁，氮磷又是环境污染因子，其在农业生产系统的利用和去向直接关系到农业环境效率[25]。在物料平衡原则下，农田系统中输入的氮磷元素总和减去输出的氮磷元素总和等于农田系统氮盈余和磷盈余[24]。本研究采用农田中氮磷元素平衡计算方法[26]对非期望产出氮磷盈余进行分析。其数学形式如下：

$$b_r = \sum_{j=1}^{J} b_r^{in} - \sum_{p=1}^{P} b_r^{out} \quad (1)$$

其中，b_r、b_r^{in}和b_r^{out}分别表示氮或磷的盈余、氮或磷的输入及氮或磷的输出。

本研究将物质平衡条件下的氮磷盈余计算公式（公式1）引入到SBM模型中，在Coelli等[25]和Färe & Grosskopf[27]模型基础上，将氮和磷的盈余作为“非期望产出”，来构建符合MBP并考虑“非合意产出”的非径向SBM方法的农业环

境效率（EE）评估模型（简称MBP-SBM-EE模型），具体模型如下：

$$\min\rho^{*}=\frac{1-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{s_i^{-}}{x_i}}{1+\frac{1}{s_1+s_2}\left(\sum_{r=1}^{s_1}\frac{s_r^{d+}}{y_r}+\sum_{r=1}^{s_2}\frac{s_p^{u+}}{b_r}\right)}$$

$$st.\ \&\ x_0=x\lambda+s-\&y_0=y\lambda+sy\ \&\ b_0=B\lambda+sb\ \&\ b_r=j=1jbrin-p=1pbrout$$

$$s^{-}\geqslant 0,s^{y}\geqslant 0,s^{b}\geqslant 0,\forall I \tag{2}$$

式中，ρ是决策单元(x_0,y_0,b_0)的效率值，s_i^{-}代表i种投入的冗余，s_r^{d+}表示r类减少的期望产出；s_p^{u+}则表示p类过剩的非期望产出，对应于投入、期望产出和非期望产出的松弛变量，通过$\frac{s_i^{-}}{x_i}$、$\frac{s_r^{d+}}{y_r}$和$\frac{s_p^{u+}}{b_r}$来计算出各决策单元与最优决策之间的差距，进而计算决策单元的环境效率。

（二）环境效率影响因素模型

在环境效率评估基础上，本研究将实证分析农业外部市场因素和农户内部特征等因素对环境效率的影响。环境效率影响因素的测算，可通过计量回归实现。Tobit模型在因变量受到约束（因变量取值［0，1］）时使用。然而，Tobit模型最大的缺陷是对扰动项的分布要求高，模型结果不够稳健。因此，本研究将检验扰动项是否正态和同方差的假设。如果扰动项不满足正态性和同方差的假设，本研究将选取更加稳健的归并最小绝对离差法CLAD代替Tobit模型。同时，考虑到在利用DEA方法测得的环境效率之间有一定的内在依赖性，因而本研究在回归分析中进行基于自抽样方法（Bootstrap，n＞50）以此来提高回归估计的可信度。Tobit模型、扰动项的正态性和同方差性检验方法及CLAD模型的具体结构如下：

Tobit模型表达式如下：

$$y_i^{*}=x_i\beta+\varepsilon_i \tag{3}$$

式中：y_i^{*}为环境效率值；x_i为k×1的外生变量；β为相关参数向量；扰动项ε服从正态分布，即$\varepsilon\in N(0,\delta^2)$。其概率密度函数：

$$F(y_i^{*}|x)=[1-\Phi(x_i'\beta/\sigma)]^{1(y_i=0)}\left[\frac{1}{\sigma}\ell((y_i^{*}-x_i'\beta)/\sigma)\right]^{1(y_i>0)} \tag{4}$$

式中：1（·）是特征函数，若括号中表达为真，取值1，反之，取值0。

在Tobit模型回归基础上，本研究将采用条件矩检验扰动项正态性，并构建辅助回归利用LM统计量同方差性检验扰动项的同方差性。具体检验方法如下：

条件矩检验：

$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}w_i\hat{\eta}_i\xrightarrow[p]{}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E[w_iu_i] \tag{5}$$

式中，$\eta_i=\hat{I}_i(y_i^{*}-x_i'\hat{\beta})-(1-I_i)\hat{\sigma}\hat{\lambda}_i$，$\lambda_i=\varphi(z_i)/(1-\phi(z_i))$，$z_i=x_i'\beta/\sigma$。$\varphi$（*）和$\phi$（*）分别表示标准正态分布的密度和累积分布函数；$w_i$为具代表性的潜在排除变量；I（*）为Tobit函数。

辅助回归构建LM统计量为：

$$LM=(\sum_{i=1}^{n}\hat{s}_i')(\sum_{i=1}^{n}\hat{s}_i\hat{s}_i')^{-1}(\sum_{i=1}^{n}\hat{s}_i)=1's(s's)^{-1}s'1 \tag{6}$$

构建的辅助回归为：

$$1\xrightarrow{ols}\hat{s}_i'\gamma+v_i \tag{7}$$

$$R_{uc}^2=\frac{1's(s's)^{-1}s'1}{1'1}=\frac{LM}{n},LM=nR_{uc}^2 \tag{8}$$

式中，$\hat{s}_i=s_i(\hat{\beta}_R)$是第$i$个观测值对得分函数的贡献在$\hat{\beta}_R$处的取值，$R_{uc}^2$是非中心$R^2$。

如果检验结果证明扰动项不符合正态和同方差的假设，将采用更为稳健的CLAD模型。CLAD法仅要求扰动项为独立同分布，即使在非正态与异方差的情况下也能得到一致估计。而且，在一定的正则条件下，估计量服从渐近正态分布。CLAD法的归并数据模型如下：

$$y_i=\max(0,x_i\beta+\varepsilon_i) \tag{9}$$

其中目标函数为离差绝对值之和：

$$\min\beta\sum_{i=1}^{n}|y_i-\max(0,x_i\beta+\varepsilon)| \tag{10}$$

上式CLAD模型仅要求扰动项服从独立同分布，若$x_i\beta+\varepsilon_i\geqslant 0$，则$y_i=x_i\beta+\varepsilon_i$，反之$y_i=0$。

二、数据来源与变量说明

水稻生产在浙江省粮食生产中占有重要地位，2019年浙江水稻产量占粮食总产量的78%，

因而本研究选取水稻为例，对粮食生产环境效率进行研究。数据来源于浙江省发改委所做的农产品生产成本与收益调查。该调查以农户地块层面展开，2004—2019年共调查1586个农户的种植地块，早籼稻地块数量为793，晚籼稻数量为793。调查总样本数量达到4657个，其中早籼稻2682个，晚籼稻1975个。本研究所使用数据包括投入产出数据和外生环境效率影响因素（市场价格数据和农户特征等）数据。

投入产出变量。本研究中投入变量包括粮食生产中的化肥投入、农药投入、劳动投入和土地等其他资本投入。化肥投入以本年度内单位面积上化肥折纯投入量表示；农药投入以农药折算用量表示，即用于调节农作物生长的农用化学药品在单位面积上农药投入量；劳动投入以总用工天数表示，为雇工天数与家庭用工天数之和；土地等其他资本投入，简称资本投入，包括土地成本、机械作业费、燃料动力费用、技术服务费用、工具材料费用、修理维护费用和固定资产折旧费用等资本性投入。产出变量包括期望产出和非期望产出。对于本研究来说所被期望的产出即为主产品产值，指生产者通过市场销售的农业主产品获得的利润总和。

本研究从氮磷平衡的视角来考察和度量粮食生产中的非期望产出。氮元素与磷元素在土壤中循环流动，化学元素在农业生产系统中的利用和流向直接关系到农业环境效率的高低。适度的氮磷元素可以为农作物生产提供营养，有利于农作物生长，而氮磷过量施加造成的氮盈余和磷盈余给农田土壤环境带来环境危害和威胁。当氮磷元素投入量超出地块系统承载量，则表现出“盈余”状态，当氮磷元素投入量小于地块系统承载量，则为“亏缺”状态，不会造成土壤化学元素累积。本研究不期望产出采用氮盈余量和磷盈余量来衡量。氮盈余是指氮输入与氮输出之差，农作物生产系统中氮输入包括化肥输入、氮生物固氮、氮种子输入，氮输出包括氮作物养分输出与氮挥发。其中，氮化肥输入包括尿素、碳铵、氮复合肥及其氮混配肥等其他肥料的氮折纯量之和。同理，本研究的磷盈余包括磷化肥输入与磷种子输入，磷输出主要为磷作物养分流失。其中，磷化肥输入包括磷肥、复合肥与磷混配肥五氧化二磷折纯之和。

环境效率外生影响因素变量。目前的环境效率影响因素研究中，外生市场价格、政策变量（补贴等）和农户特征等因素等是影响环境效率的主要外在因素[7-8, 11-15]。因而，本研究选取产品和要素价格、补贴和农户教育和年龄特征等作为环境效率外生影响因素变量，并研究他们对环境效率可能带来的影响。其中产品和要素价格变量选取化肥价格、农药价格、劳动力价格、土地成本和粮食价格五个变量。化肥价格以调查当年农户化肥使用总费用与总用量之比度量；农药价格以调查当年农药市场价格均值度量；劳动价格以调查地当年农户的家庭劳动日工价度量；土地成本以流转地租金和自营地折租之和来计算土地成本；粮食价格以农户当年粮食销售价格。农户特征变量选取农户年龄和教育程度两个变量。农户年龄为调查当年农户的实际年龄。教育程度分为小学以下、小学、初中、高中、大专及以上五个等级，分别以0、1、2、3、4表示。此外，粮食收购和补贴政策也可能对其环境效率有所影响，本研究选取粮食商品率和补贴额来考察政策因素对环境效率的影响。商品率指农户所出售的粮食商品数量占粮食总产量的比率。补贴为农户每公顷粮食种植所得到的各类政府补贴金额。

粮食生产投入产出变量及环境影响因素变量描述性分析如表1所示。从表1可以看出，晚籼稻产出均值略高于早籼稻，其化肥、农药和用工投入均值也是略高于早籼稻，但晚籼稻氮盈余和磷盈余均值均显著低于早籼稻。早籼稻和晚籼稻的各环境效率影响因素变量比较而言没明显差别。

三、描述性结果与实证估计

（一）粮食生产环境效率

基于本研究所构建的氮磷平衡视角下的环境效率评估模型（MBP-SBM-EE模型），采用Max-DEA软件，实证估计了浙江省农户水稻生产的环境效率。从总体情况来看，浙江省水稻生产环境效率在0.256到1.000之间，平均环境效率为0.563；此结果与相关研究者的结果相近[28]；从各籼稻品种来看，早籼稻平均环境效率为0.572，略高于晚籼稻和粳稻的平均环境效率0.555和

表1 粮食生产投入产出及环境效率影响因素主要变量描述性统计

变量名称	变量单位	总体		早籼稻		晚籼稻		粳稻	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
粮食投入产出									
粮食产值	元/公顷	13647.06	5255.51	11330.34	2104.48	14183.14	3283.57	1028.595	3198.84
土地面积	公顷	3.101	12.381	3.043	12.192	3.323	12.006	2.992	1.287
农药投入	千克/公顷	25.754	18.866	25.387	18.373	25.397	19.755	26.388	18.671
劳动投入	天/公顷	72.777	30.517	4.550	2.118	5.242	2.067	4.865	1.867
资本投入	元/公顷	5726.525	111.370	305.345	100.264	310.525	106.935	345.717	120.639
氮盈余	千克/公顷	48.908	56.093	42.975	45.825	24.42	49.35	72.975	60.555
磷盈余	千克/公顷	-1.325	14.077	1.265	13.17	0.930	12.45	-2.715	13.080
环境效率影响因素									
农药价格	元/千克	30.875	5.873	31.009	5.836	31.004	5.853	30.651	5.920
化肥价格	元/千克	4.262	0.763	4.257	0.766	4.436	0.845	4.139	0.665
劳动价格	元/天	44.718	16.852	44.244	16.842	41.492	15.947	47.581	17.041
土地成本	元/公顷	2321.865	1297.189	132.829	62.461	133.701	65.613	192.479	105.800
粮食价格	元/千克	2.436	0.494	2.291	0.412	2.493	0.526	2.539	0.510
商品率	%	73.713	31.121	95.707	14.325	58.087	32.141	63.131	30.163
补贴收入	元/公顷	1474.996	1428.014	158.917	106.168	48.121	56.255	74.599	71.372
教育程度	/	1.842	0.748	1.837	0.756	1.909	0. 768	1.798	0.722
年龄	岁	56.044	9.199	56.096	9.016	55.243	9.077	56.584	9.429

0.553。从时间变化特征来看，各品种籼稻环境效率总体环境效率均处于波动之中（如图1所示），有一定的逐年下降趋势，近年来稳定在0.5～0.6之间，三种水稻品种的环境效率均有较大的提升空间。

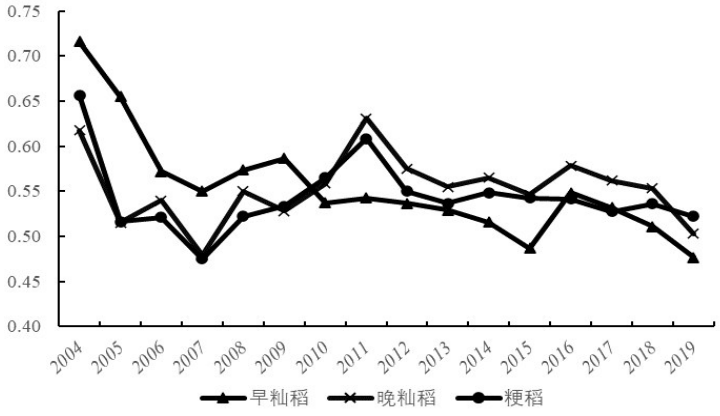


图1 籼稻生产环境效率年度变化

（二）粮食生产环境效率影响因素估计结果分析

1. 环境效率影响因素实证估计结果

在测算各种水稻的环境效率值后，本节采用stata14软件，通过条件矩检验和辅助回归构建LM统计量，利用农户样本量数据，检验Tobit模型中扰动项的正态性和同方差性对本研究构建的环境效率影响因素模型进行回归估计。模型1、模型2和模型3为分次加入不同控制变量下的Tobit模型。各模型估计结果如表2所示。水稻总体及水稻分品种模型估计系数显著性和影响方向基本一致。

通过条件矩检验和辅助回归构建LM统计量，利用水稻总样本量数据，检验Tobit模型中扰动项的正态性和同方差性，检验结果如表3所示。

表3结果表明，在水稻样本总体及各品种水

表2 基于Tobit模型的环境效率影响因素估计结果

模型	Tobit		
变量	模型1	模型2	模型3
土地面积	0.315***	0.425***	0.390***
	(0.0290)	(0.0432)	(0.0424)
土地面积^2	-0.001 59***	-0.002 08***	-0.001 91***
	(0.000 175)	(0.000 309)	(0.000 290)
劳动投入	-2.032***	-2.144***	-2.397***
	(0.121)	(0.127)	(0.0866)
资本投入	-0.0363***	-0.0477***	-0.0483***
	(0.001 78)	(0.002 14)	(0.002 06)
L.粮食产出	0.001 01**	0.001 38*	0.002 21***
	(0.000 461)	(0.000 710)	(0.000 811)
农药价格		-0.969***	-1.074***
		(0.0803)	(0.0818)
化肥价格		1.379***	1.280***
		(0.222)	(0.211)
劳动价格		0.0122	0.0124
		(0.0208)	(0.0220)
土地成本		-0.0330***	-0.0338***
		(0.003 68)	(0.003 24)
粮食价格		16.34***	16.63***
		(0.914)	(0.851)
商品率			0.0128*
			(0.006 57)
补贴收入			0.000 722
			(0.002 49)
教育程度			0.536***
			(0.180)
年龄			-0.003 89
			(0.0150)
_cons	76.30***	70.05***	72.00***
	(1.262)	(1.844)	(1.908)
N	5601	5113	5099

注：*、**、***分别表示在10%，5%和1%的水平上显著，括号内为稳健标准误

稻样本中，原假设为“扰动项服从正态分布”，模型1、模型2和模型3的条件矩统计量分别为1742.2、1585.7和1576，分别远高于接受假设的三个临界值13.409、9.730和12.138，强烈拒绝原假设。拉格朗日检验中，模型1、模型2和模型37的统计量分别为43.128、110.95和115.747，P值为0，说明Tobit模型中扰动项存在异方差。因此，应当采用更加稳健的CLAD模型方法代替Tobit模型方法来对环境效率影响因素进行估计。

基于CLAD模型，采用Stata软件，对水稻总体及水稻分品种生产的环境效率影响因素进行估计（模型4、模型5和模型6），估计结果如表4所示。

从CLAD的回归结果可知，粮食价格对环境效率产生了显著的正向影响，说明较高的粮食价格会激发农户耕种的积极性，有利于整体农业环境效率。化肥价格对粮食生产环境效率有正的显著影响，这说明从氮磷平衡视角来看，化肥价格的降低将带来化肥投入的增加，并进一步可能会提高粮食产量，而化肥投入的增加同时对氮磷盈余贡献更大，从而降低了环境效率。与化肥相反，农药价格都对环境效率产生有负向的影响，这说明农药价格的增加促使农药投入降低，农药的施用量变化对作物产量影响较大，但其对氮磷输入的影响极小，因而总体上农药价格的增加将会降低作物生产环境效率。

结果还显示，劳动力价格与环境效率呈正相关关系，可能原因在于劳动力价格较高的地方其生产率较高，同时可能其收入较高而更加重视农业环境的可持续利用，因而化学品使用效率较高，具有更高的环境效率。土地成本与环境效率呈现负相关，可能在于土地成本的提高增加了农业成本投入，使得农户更加关注产出的回报而增加化肥等化学品的使用，从而降低了粮食生产的环境效率。政府对粮食生产补贴额度对籼稻生产环境效率有正的影响，可能在于补贴促进的粮食产量提高，同时补贴对化肥等化学品投入影响不大，因而一定程度上促进了环境效率的提升。年

表3 扰动项分布检验结果

检验方法/样本	条件矩检验				拉格朗日检验	
	CM	临界值			nR_{uc}^2	P-value
		10%	5%	1%		
模型1	1998.4	4.897	6.402	10.808	30.671	0
模型2	1872.6	5.078	6.505	11.179	45.387	0
模型3	1848.6	5.234	6.479	11.479	60.118	0

表4 基于CLAD模型的环境效率影响因素估计结果

模型	CLAD		
变量	模型4	模型5	模型6
土地面积	0.268***	0.298***	0.353***
	(0.0216)	(0.0270)	(0.0236)
土地面积^2	-0.001 37***	-0.001 38***	-0.001 81***
	(0.000 126)	(0.000 182)	(0.000 160)
劳动投入	-2.106***	-2.348***	-2.030***
	(0.0681)	(0.0780)	(0.0686)
资本投入	-0.0319***	-0.0363***	-0.0380***
	(0.001 31)	(0.001 50)	(0.001 23)
L.粮食产出	0.001 19***	0.003 87***	0.004 45***
	(0.000 377)	(0.000 637)	(0.000 576)
农药价格		-0.916***	-1.023***
		(0.0596)	(0.0559)
化肥价格		1.415***	0.716***
		(0.175)	(0.147)
劳动价格		-0.004 74	-0.0378**
		(0.0175)	(0.0147)
土地成本		-0.0345***	-0.0346***
		(0.002 40)	(0.002 02)
粮食价格		14.52***	16.26***
		(0.639)	(0.559)
商品率			0.009 69**
			(0.004 45)
补贴收入			0.008 99***
			(0.001 71)
教育程度			0.292*
			(0.154)
年龄			-0.008 00
			(0.0139)
_cons	72.90***	65.84***	66.06***
	(0.721)	(1.268)	(1.350)
N	5480	5153	5078

注：*、**、***分别表示在10%，5%和1%的水平上显著，括号内为稳健标准误

龄对环境效率有负的影响，可能在于年龄较大的农户生产效率较低或是施入更多的化肥来替代其劳动，进而导致其环境效率较低。教育程度对环境效率没有显著的影响。

2. 稳健性检验与结果讨论

通过对Tobit模型和CLAD模型估计结果对比可知，在劳动价格和补贴收入等变量中，CLAD模型结果较Tobit模型结果显著性水平上有明显提高且CLAD模型的标准误差整体小于Tobit模型，说明Tobit模型在本研究中的估计存在一定的偏误，而使用CLAD模型方法更加稳健。同时对比Tobit模型和CLAD模型估计结果，水稻总体及水稻分品种模型估计系数影响方向和显著性基本保持不变。

为了确保估计结果的稳健可靠，本研究还分别采用替换变量法和采用分样本方法进行稳健性检验。本研究被解释变量粮食产出以粮食产值来表示[29]，现采用替代指标粮食产量来替代粮食产值，对环境效率影响进行估计（模型7、模型8和模型9，控制变量不同），估计结果如表5所示。接着将水稻分为早籼稻、晚籼稻和粳稻三个样本分别进行了估计（模型10、模型11和模型12），估计结果如表6所示。CLAD模型结果显示水稻总体及水稻分品种模型估计系数影响方向完全一致、显著性基本一致。可见CLAD模型回归估计结果整体上是稳健的。

从CLAD的回归结果可知，粮食价格、化肥价格、农药价格对农户籼稻生产的环境效率影响系数较大，教育、劳动价格、年龄、土地成本和政府补贴影响系数较低。粮食价格、化肥价格和农药价格都对粮食生产和化学品投入有直接的影响，而环境效率的度量正是基于产出与化学品投入的比值，因而粮食价格、化肥价格和农药价格对作物环境效率的影响是直接而显著的。本研究基于氮磷平衡角度，以氮磷盈余作为“非期望产出”来测量籼稻生产的环境效率，因而化肥投入因素因化肥富含氮磷元素而对环境效率影响较大。而农药其施用可能对农田生态系统带来残留毒性等环境威胁，但本研究未予充分考虑其可能在氮磷盈余之外的污染排放，因而环境效率的度量有一定的片面性，需要将来进一步的研究解决。

四、结论与启示

本研究从粮食生产氮磷平衡的视角，通过农田地块层面的氮磷元素留存量来度量粮食生产中的“非期望产出”，并构建农业环境效率评估模型。在此基础上，在扰动项不服从正态性和同方差性假设的情况下，采用更加稳健的CLAD模型来代替传统的Tobit模型，构建DEA-CLAD的两阶段模型，利用2004—2019年浙江省水稻种植农户的地块层面的数据，来对水稻生产的环境效率

表5 水稻生产环境效率影响因素稳健性检验

模型	模型7	模型8	模型9
变量	（CLAD产量）	（CLAD产量）	（CLAD产量）
土地面积	0.318***	0.281***	0.277***
	（0.0208）	（0.0251）	（0.0223）
土地面积^2	-0.001 50***	-0.001 43***	-0.00129***
	（0.000 116）	（0.000 182）	（0.000 144）
劳动投入	-1.920***	-2.413***	-2.493***
	（0.0626）	（0.0696）	（0.0657）
资本投入	-0.0402***	-0.0359***	-0.0337***
	（0.001 22）	（0.001 40）	（0.001 21）
L.粮食产出	-0.003 66***	0.005 71***	0.005 86***
	（0.000 356）	（0.000 590）	（0.000 546）
农药价格		-0.725***	-0.793***
		（0.0550）	（0.0547）
化肥价格		1.007***	1.038***
		（0.155）	（0.148）
劳动价格		-0.0387**	-0.004 98
		（0.0160）	（0.0143）
土地成本		-0.0226***	-0.0209***
		（0.002 18）	（0.002 01）
粮食价格		2.404***	1.363**
		（0.591）	（0.548）
商品率			-0.0211***
			（0.004 29）
补贴收入			0.003 25*
			（0.001 70）
教育程度			0.249*
			（0.151）
年龄			-0.0363***
			（0.0134）
_cons	80.14***	88.24***	93.37***
	（0.671）	（1.150）	（1.347）
N	5632	5155	5106
R-squared	—	—	—

注：*、**、***分别表示在10%，5%和1%的水平上显著，括号内为稳健标准误

表6 分样本水稻生产环境效率影响因素估计结果

模型	模型12	模型13	模型14
变量	（CLAD粳稻）	（CLAD早籼稻）	（CLAD晚籼稻）
土地面积	0.412***	0.206***	0.454***
	（0.0452）	（0.0623）	（0.0601）
土地面积^2	-0.001 79***	-0.001 51***	-0.002 93***
	（0.000 234）	（0.000 571）	（0.000 459）
劳动投入	-2.187***	-2.482***	-1.574***
	（0.115）	（0.150）	（0.202）
资本投入	-0.0504***	-0.0314***	-0.0371***
	（0.002 13）	（0.003 08）	（0.003 85）
L.粮食产出	0.004 43***	0.000 965	-0.000 296
	（0.000 894）	（0.001 74）	（0.001 56）
农药价格	-0.776***	-0.865***	-0.986***
	（0.128）	（0.154）	（0.181）
化肥价格	0.691***	0.462	1.571***
	（0.261）	（0.366）	（0.364）
劳动价格	-0.0330	0.0169	-0.137***
	（0.0241）	（0.0386）	（0.0468）
土地成本	-0.0294***	-0.0490***	-0.0362***
	（0.002 65）	（0.006 91）	（0.007 98）
粮食价格	13.04***	8.501***	22.97***
	（0.948）	（1.983）	（1.393）
商品率	0.0393***	-0.0583***	0.002 56
	（0.007 09）	（0.0187）	（0.0112）
补贴收入	-0.004 83	0.0204***	0.0152*
	（0.003 68）	（0.004 02）	（0.008 46）
教育程度	0.500**	0.686*	0.619
	（0.245）	（0.359）	（0.399）
年龄	0.0717***	0.009 63	-0.0549
	（0.0204）	（0.0320）	（0.0385）
_cons	64.40***	85.81***	54.47***
	（2.437）	（3.338）	（4.025）
N	1835	1997	1302

注：*、**、***分别表示在10%，5%和1%的水平上显著，括号内为稳健标准误

的影响因素进行实证估计。研究表明，浙江省水稻生产历年环境效率处于波动之中，平均环境效率为0.563，有较大提升空间；粮食价格、化肥价格和农药价格是籼稻生产环境效率的主要影响因素，粮食价格、化肥价格对环境效率有正向显著的影响，而农药价格对环境效率的影响为负；劳动力价格和补贴对环境效率有正向的影响，而土地成本和农户年龄对环境效率具有负向的影响。

基于以上研究结论，本研究有以下政策启示：需从氮磷物质平衡的视角优化管理粮食种植的养分输入和输出，在保障作物养分需求的同时避免氮磷盈余和浪费，综合提高农业生产的环境效率；继续贯彻实施最低收购价等价格保护政策，保障粮食和要素价格稳定，稳定提高粮食生产的经济效益和环境效率；继续执行“化肥使用量零增长”政策，减少化肥等农资价格的扭曲，对农户施肥进行科学指导，提高化肥使用效率，提升粮食生产的环境效率。

参 考 文 献

[1] 廖西元. 农业农村部就农业生态环境保护工作有关情况举行发布会[EB/OL].(2018-07-26)[2021-01-08]. http://www.moa.gov.cn/hd/zbft_news/nysthbgz/.

[2] 杨俊，陈怡. 基于环境因素的中国农业生产率增长研究[J]. 中国人口资源与环境，2011，21（6）：153-157.

[3] 韩海彬，赵丽芬. 环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 中国人口资源与环境，2013，23（3）：70-76.

[4] 岳立，王晓君. 环境规制视域下我国农业技术效率与全要素生产率分析——基于距离函数研究法[J]. 吉林大学社会科学学报，2013，53（4）：85-92.

[5] 薛建良，李秉龙. 基于环境修正的中国农业全要素生产率度量[J]. 中国人口资源与环境，2011，21（5）：113-118.

[6] 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.

[7] 姜静. 中国农业环境效率测算及影响因素研究[D]. 长沙：湖南农业大学，2016.

[8] 何莎. 农业环境效率测算与碳减排成本研究[D]. 长沙：湖南大学，2018.

[9] Azad M A S，Ancev T. Measuring environmental efficiency of agricultural water use：a luenberger environmental indicator [J]. Journal of Environmental Management，2014：145，314-320.

[10] 张可，聂阳剑. 水环境政策对农业增长与面源污染影响的实证分析[J]. 统计与决策，2017（14）：118-121.

[11] 刘渝，宋阳. 基于超效率SBM的中国农业水资源环境效率评价及影响因素分析[J]. 中国农村水利水电，2019（1）：102-107.

[12] 朱聪. 中国农业环境效率研究[D]. 蚌埠：安徽财经大学，2015.

[13] 石保柱. 我国收入差距对环境效率的影响分析[D]. 大连：东北财经大学，2016.

[14] 姚增福，刘欣. 要素禀赋结构升级，异质性人力资本与农业环境效率[J]. 人口与经济，2018（2）：37-47.

[15] 刘钰鹏. 土地规模经营与农业环境效率：基于SBM-Tobit模型的实证分析[J]. 江苏农业科学，2019（5）：72.

[16] 姚洪霞. 农业环境效率区域差异分析[J]. 江苏科技信息，2016（28）：6-7.

[17] Picazo‐Tadeo A J，Gómez‐Limón J A，Reig‐Martínez E. Assessing farming eco-efficiency：a data envelopment analysis approach[J]. Journal of Environmental Management，2011，92（4）：1154-1164.

[18] Bonfiglio A，Arzeni A，Bodini A. Assessing eco-efficiency of arable farms in rural areas[J]. Agricultural Systems，2017，151：114-125.

[19] 曾瑜. 农业直接补贴政策的环境效应研究[D]. 武汉：华中科技大学，2012.

[20] 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）：4-16.

[21] 蔡雨君. 中国农垦区农业环境效率及其影响因素的分析[D]. 大连：东北财经大学，2015：9-11.

[22] 张晓敏，张秉云，陈晓宇，等. 我国主要牧区牧业生产效率及影响因素研究——基于DEA-CLAD的两阶段模型[J]. 中国农业大学学报，2017，22（4）：171-178.

[23] Tone K，Sahoo B K. Degree of scale economies and congestion：a unified DEA approach[J]. European Journal of Operational Research，2004，158（3）：755-772.

[24] Coelli T，Lauwers L，Van Huylenbroeck G. Environmental efficiency measurement and the materials balance condition[J]. Journal of Productivity Analysis，2007，28（1-2）：3-12.

[25] 张华芳. 河北省农牧生产体系氮磷养分流动特征及调控途径[D]. 保定：河北农业大学，2013.

[26] 武兰芳，欧阳竹，谢小立. 不同种养结合区农田系统氮磷平衡分析[J]. 自然资源学报，2011（6）：943-954.

[27] Färe R，Grosskopf S. Directional distance functions and slacks-based measures of efficiency[J]. European Journal of Operational Research，2010，200（1）：320-322.

[28] 陆文聪，刘聪. 化肥污染对粮食作物生产的环境惩罚效应[J]. 中国环境科学，2017（5）：1988-1994.

[29] 马永喜，马钰婷. 农业经营规模化发展对环境效率的影响——基于地块层面的实证分析[J]. 中国环境科学，2020，40（10）：4631-4640.

Study on environmental efficiency of farmers´ grain production ： based on the two-phase modeling of DEA-CLAD

MA Yongxi[1,2]，MA Yuting[1,2]

（1. *Economic & Management College*， *Zhejiang Sci-Tech University*，*Hangzhou* 310018，*China*；2. *Zhejiang Academy of Ecological Civilization*， *Zhejiang Sci-Tech University*， *Hangzhou* 310018，*China*）

Abstract：It is of great theoretical and practical significance to evaluate the environmental efficiency of grain production and analyze its influencing factors for ensuring the sustainable development of grain production. From the perspective of the material balance principle，this paper constructs an agricultural environmental efficiency evaluation model based on the SBM method，in which the nitrogen and phosphorus are treated as the "unexpected output". Under the condition that the disturbance term does not obey the assumption of normality and homoscedasticity，a two-stage model of DEA-CLAD model is used to replace the traditional Tobit model. Based on the data of plot level of indica rice farmers in Zhejiang Province from 2004 to 2019，the environmental efficiency of indica rice production is measured and the influencing factors are estimated empirically. The results showed that：1）the environmental efficiency of indica rice production in Zhejiang Province has been fluctuating over the years，with an average environmental efficiency of 0.563，which has a large space for improvement. 2）Grain price，chemical fertilizer price and pesticide price are the main influencing factors of environmental efficiency of indica rice production. Grain price and chemical fertilizer price have positive and significant effects on environmental efficiency，while pesticide price has negative effects on environmental efficiency. 3）The environmental efficiency of grain production is also affected by market factors，policies and farmers' characteristics，such as labor price，land cost，subsidies and farmers' ages.

Keywords：Nitrogen and phosphorus balance；Environmental efficiency；Grain production；Censored least absolute deviations（CLAD）；Data envelopment analysis（DEA）

（编辑：牛晓霞）