

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

张晓敏¹ 张秉云³ 陈晓宇² 张正河^{1*}

(1. 中国农业大学 经济管理学院,北京 100083;

2. 中国农业大学 党政办公室,北京 100083;

3. 内蒙古财经大学 经济学院,呼和浩特 010070)

摘要 为了解我国牧区牧业生产增长潜力,利用标准化的 220 个主要牧区牧场数据构建 DEA 模型和 Tobit、CLAD 模型,对牧业生产效率及政府培训、合作社、土地流转、气候带、经营方式等影响因素进行了研究。结果表明:1)我国牧区牧业生产技术效率和规模效率总体偏低,提升空间大,在不同气候带和经营模式下分布差异显著;2)经条件矩检验和 LM 统计量检验发现,传统 Tobit 模型扰动项的正态性和同方差性假设在一般情况下难以满足,选用 CLAD 模型分析影响因素更稳健;3)参加政府培训与合作社,优化从业人员年龄结构,提升从业人员学历、专业化程度、运行距离,有助于生产效率的提高。

关键词 畜牧业;技术效率;归并最小绝对偏差法(CLAD);数据包络分析(DEA)

中图分类号 F304.7

文章编号 1007-4333(2017)04-0171-08

文献标志码 A

Study of the efficiency of livestock production and its influence factors in Chinese main pastoral area: Based on the two-phase modeling of DEA-CLAD

ZHANG Xiaomin¹, ZHANG Bingyun³, CHEN Xiaoyu², ZHANG Zhenghe^{1*}

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

2. The Communist Party and Administration Office, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

3. College of Economics, Inner Mongolia University of Finance and Economics, Hohhot 010070, China)

Abstract In order to explore the growth potential of livestock productivity in Chinese pastoral area, The survey data of 220 ranch from the main pastoral area in China were standardized and the livestock production technical efficiency was measured and the effects of government training, cooperatives, land transfer, climatic zone distribution were analyzed and DEA, Tobit and CLAD models were constructed, respectively. The results showed: 1) The technical efficiency and scale efficiency as a whole was relatively low and has a large room for improvement. Climatic zone and breeding mode showed a significant different on productivity levels; 2) CLAD model was better than Tobit model by the results of Conditional Moments Test and Lagrange Multiplier (LM) Test; 3) Participating the government training and cooperatives, optimizing the age structure, improving education level and degree of specialization and travel could improve the efficiency of livestock production.

Keywords livestock production; technical efficiency; censored least absolute deviations (CLAD); data envelopment analysis (DEA)

收稿日期: 2016-07-08

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(11&·ZD009)

第一作者: 张晓敏, 博士研究生, E-mail: zhangxiaomin@cau.edu.cn

通讯作者: 张正河, 教授, 主要从事涉农企业管理研究, E-mail: zhangzhenghe@cau.edu.cn

我国是一个草原大国,拥有各类天然草原近4亿 hm^2 ,约占国土面积的41.7%^[1]。自改革开放以来,人民生活水平不断提高的同时消费结构逐渐发生转变,牛羊肉、奶、毛等牧业产品需求大幅提升,以至供需趋紧,价格连续上涨,进口逐年增加。仅肉羊产品一项,我国进出口贸易就从1980年298.2万美元^[2]顺差转变为2014年5552.8万美元逆差,年均逆差增长速率9.15%。然而,我国西北4大草原气候带作为最重要的牧业生产基地,对牧业产品供给起着决定性作用的以家庭成员为主要劳动力,从事规模化、集约化、商品化生产经营的牧场,却面临着牧区基础设施建设落后、经济发展滞后、民生改善难等诸多问题。因此,探究我国主要牧区牧场的牧业生产有没有增长潜力、如何发挥其生产潜力、在增加牧业产品供给的同时如何增加收入改善牧区经济,就成为当前迫切需要解决的重要问题。

对生产效率的研究是探究生产增长潜力和优化生产要素投入的重要方法。技术效率的测度可以有效衡量在技术稳定前提下,生产单元相同投入所达到的实际产出与理想最大可能性产出的比率,因此学者们常用技术效率来反映生产增长潜力^[3]。目前,对农牧业生产效率及其影响因素的研究,主要存在2个问题:一是研究对象集中在某一具体产品或要素,很少关注生产单元的综合性生产;二是在影响因素研究中广泛采用未经检验假设的Tobit模型,而该模型对扰动项有较强的正态性和同方差性设定假设,且分析结果对扰动项假设依赖性很强,因此所得结论值得质疑。例如,曾福生等^[4]用SBM-Tobit模型研究了我国粮食生产效率及其影响因素;廖成泉等^[5]用四阶段DEA-Tobit模型分析了湖北省耕地资源的利用效率及影响因素;石晶等^[6]用DEA-Tobit模型探讨了中国棉花生产技术效率,杜凤莲等^[7]用SFA-Tobit模型研究了不同模式原料奶的生产技术效率等等。

本研究通过条件矩检验和辅助回归构建LM统计量检验Tobit扰动项的正态性和同方差性,若发现扰动项不服从设定假设,则通过比较CLAD同Tobit的优劣,选用更加稳健的CLAD代替Tobit进行DEA-CLAD的两阶段模型来研究我国主要牧区牧业生产技术效率及其影响因素,探究牧场生产增长潜力,为牧区经济发展提供理论支持。

1 研究方法 with 数据

1.1 研究方法

数据包络分析(DEA)主要用于截面数据技术

效率的测算。因其基于非参数的分析方法,有着无需设定生产函数具体形式的优势,可避免随机前沿(SFA)等参数法因函数形式设定偏误所导致的技术效率测算无效。DEA在测算多投入产出决策单元的相对有效性时,具体可分为投入导向型和产出导向型两类,每类又包含规模报酬不变的CCR模型和规模报酬可变的BCC模型。鉴于我国牧区牧业生产决策单元因其承包草场面积、家庭劳动力人数等投入要素的相对固定与受限性,本研究选用DEA产出导向型规模报酬可变的BCC模型测算牧业生产技术效率。

产出导向型的BCC模型(VRS):

$$\begin{cases} \max_{\phi, \lambda} \phi \\ \text{s. t. } -\phi y_i + Y\lambda \geq 0 \\ x_i - X\lambda \geq 0 \\ N_1 \lambda = 1 \\ \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

式中: N_1 是1的 $N \times 1$ 向量, λ 是 $N \times 1$ 的常数向量, $1 \leq \phi \leq \infty$,且 $\phi - 1$ 是投入量保持稳定时第*i*个决策单元可达到的成比例增加的产出, $1/\phi$ 即为VRS产出导向型的技术效率水平。

技术效率影响因素的测算,可通过归并回归实现。由于因变量是DEA模型计算出的技术效率分值,被约束在 $[0, 1]$ 间,是非直接观测变量,所以回归模型属典型的归并回归。一般情况下,Tobit模型^[8]利用MLE估计可解决这一问题。然而,Tobit模型最大的缺陷是对扰动项的分布要求高、依赖性强,不够稳健,如果扰动项不服从正态分布或存在异方差,MLE估计就会出现不一致。因此,在使用Tobit模型前应检验扰动项的正态性和同方差性。鉴于式(3)导出的MLE一阶条件是非线性函数,因此在检验正态性和同方差性时不能直接使用JB检验、White检验和BP检验。扰动项的正态性检验,可通过把Tobit模型中的MLE一阶条件视为某种矩条件,进行条件矩检验^[9]来实现,同时使用参数自助法获得校正临界值避免显著性水平扭曲^[10];扰动项的同方差性检验,则可通过辅助回归构建LM统计量检验原假设“ $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ ”的替代假设“ $H_1: \sigma_i^2 = \exp(x_i \alpha)$ ”中的 $\alpha = 0$ 来实现^[11]。如发现Tobit模型中扰动项不服从正态性或同方差性,则选取更加稳健的归并最小绝对离差法(CLAD)^[12]代替Tobit模型。Tobit模型、假设检验及CLAD的具体结构如下。

Tobit模型:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中： y_i^* 是潜在数量变量， x_i 是 $k \times 1$ 的外生变量， $i = 1, \dots, N, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

其概率密度函数：

$$f(y_i^* | x) = [1 - \Phi(x_i' \beta / \sigma)]^{1(y_i^* = 0)} \left[\frac{1}{\sigma} \phi((y_i^* - x_i' \beta) / \sigma) \right]^{1(y_i^* > 0)} \quad (3)$$

式中： $1(\cdot)$ 是示性函数，即若括号中表达为真，取值 1，反之，取值 0。

条件矩检验正态性：

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i \hat{\eta}_i \xrightarrow{p} \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[w_i u_i] \quad (4)$$

式中： $\hat{\eta}_i = I_i(y_i^* - x_i' \hat{\beta}) - (1 - I_i) \hat{\sigma} \hat{\lambda}_i, \lambda_i = \phi(z_i) / (1 - \Phi(z_i)), z_i = x_i' \hat{\beta} / \sigma, \phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 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； $I(\cdot)$ 为 Tobit 函数。

辅助回归构建 LM 统计量检验同方差性：

根据 BHHH 法，LM 统计量为：

$$LM = \left(\sum_{i=1}^n \hat{s}_i \right) \left(\sum_{i=1}^n \hat{s}_i \hat{s}_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n \hat{s}_i \right) = 1' s (s' s)^{-1} s' 1 \quad (5)$$

构建的辅助回归为：

$$1 \xrightarrow{ols} \hat{s}_i' \gamma + v_i \quad (6)$$

$$R_{ic}^2 = \frac{1' s (s' s)^{-1} s' 1}{1' 1} = \frac{LM}{n}, LM = n R_{ic}^2 \quad (7)$$

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_{ic}^2 是非中心 R^2 。

CLAD 法的归并数据模型：

$$y_i = \max(0, x_i' \beta + \varepsilon_i) \quad (8)$$

其目标函数：

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n |y_i - \max(0, x_i' \beta)| \quad (9)$$

CLAD 仅要求扰动项服从 iid，若 $x_i' \beta + \varepsilon_i \geq 0$ ，则 $y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$ ，反之 $y_i = 0$ 。

1.2 变量选取及标准化

在我国牧区，牧民多以放牧与舍饲圈养相结合的方式在承包草地上养殖羊、牛、马、驼等牲畜，通过销售当年新生幼崽和淘汰母畜，销售奶、皮、毛等其他牧业副产品为主要收入。其每年牲畜存栏量、销售量相对稳定，并常在冬季、产仔前期及哺乳期对存栏母畜加喂精饲料，部分牧民还对断奶羊羔进行精饲料育肥以提前出栏时间。综合考虑上述生产特点以及价格对市场供需的反映，本研究选取以牲畜存栏量、草地面积、劳动力和流动资金作为投入变量，畜牧业产值作为产出变量测算技术效率，具体选取依据及标准化过程见表 1。

表 1 DEA 投入产出变量选取及标准化

Table 1 Variables selection and standardization in DEA model

变量 Variable	单位 Unit	选取原因 Selection	标准化方法 Standardization
畜牧业产值 Livestock production value	万元/年	直观反映牧场总产出	所有牧业产品的销售总额
牲畜存栏量 Sheep stocks	百羊/年	活畜形式的生产性资本投入	根据农业行业标准《天然草地合理载畜量的计算》(NY/T 635—2002)，按摄食量对牲畜存栏量进行羊单位的标准化换算：1 牛 ≈ 1 马 ≈ 6 羊 = 6 个羊单位
草地面积 Grassland area	6.67 hm ² /年	草地形式的生产性资本投入	根据农业行业标准《天然草原等级评定技术规范》(NY/T 1579—2007)，按可食牧草产量对草地面积标准化换算：1 hm ² 一级草原 ≈ 1.285 7 hm ² 二级草原，1 hm ² 三级草原 ≈ 0.714 3 hm ² 二级草原，1 hm ² 耕种饲草料地 ≈ 2.571 4 hm ² 二级草原
劳动力 Labour	人/年	含自用和雇工的生产劳动力投入	按实际劳动月数对劳动力投入标准化换算：全职劳动力中，16 周岁以下、60 周岁以上男性和 55 周岁以上女性，计 0.5 个劳动力；兼业及雇工劳动力按实际投入生产月数折算
流动资金 Cash flow	万元/年	含饲草料费、防疫费及其他费用的资金投入	所有现金形式的生产费用

畜牧业生产技术效率受许多外生因素影响。据寇蓉等^[13]学者的研究,生产决策单元的人力资本、家庭禀赋、生产条件是影响技术效率水平最重要的3

方面因素。因此,本研究选取并设定的Tobit和CLAD模型中测算技术效率影响因素的外生变量见表2。

表2 归并回归外生变量选取及设定

Table 2 Exogenous variables selection and definition in censored regression

外生变量 Exogenous variable	设定说明 Definition	选取原因 Selection
畜牧业从业人员平均年龄/岁 Age of herdsmen	20~29=1,30~39=2,40~49=3,50~59=4,≥60=5	反映人力资本
畜牧业从业人员平均年龄二次项 (Age of herdsmen) ²	从业者年龄对产出的影响存在较强的倒U型特征,加入AGE ² 能更好的反映年龄对产出的影响	反映人力资本
畜牧业从业人员最高学历 The highest education degree of herdsmen in one unit	文盲=1,小学=2,初中=3,职高或高中=4,中专或大专=5,本科及以上=6	反映人力资本
户主远行程度 The travel of herdsmen	无=1,本省地级市=2,本省会=3,北上广等外省市=4	反映人力资本
是否参加合作社 Cooperative	1=否,2=是	反映生产条件
是否参与草原流转 Transfer of grassland	1=否,2=是	反映生产条件
近3年参加政府培训的累计次数/次 The number of training in three years	0=1,1~2=2,3~4=3,5~6=4,≥7=5	反映人力资本及生产条件
畜牧业收入占家庭总收入比重/% The proportion of livestock income in total income	0~29=1,30~49=2,50~69=3,70~89=4,≥90=5	反映家庭禀赋
牧场距乡级政府距离/km The distance between farm and the township government	0~9=1,10~29=2,30~49=3,50~69=4,70~89=5,≥90=6	反映家庭禀赋
家庭总人数 The number of households	依靠同一草场谋生计的家庭总人数	反映家庭禀赋

1.3 数据来源及说明

本研究所用截面数据来自于在参考农业部草原监理中心草原观察数据的基础上,采取配额抽样与典型调查相结合的方法对东北温带半湿润草甸草原带、蒙宁甘温带半干旱草原和荒漠草原带、西北温带暖温带干旱荒漠和山地草原带、青藏高原高寒草甸和高寒草原带4个草原气候带约40个牧业村的入户调研。该调研共收集有效问卷220份,涉及内容包含家庭基本信息、畜牧业生产投入、产出、补贴、经营方式、草原流转等多方面。

2 结果与分析

2.1 DEA估计结果与分析

运用DEAP软件估计出的我国牧区畜牧业生产技术效率BCC模型,综合技术效率分布情况见图1,各草原气候带分布及不同饲养方式分布的具体情况见表3。

从图1可知,我国牧区畜牧业生产决策单元的综合技术效率水平整体偏低,主要集中在10%~40%,特别是20%~30%这一区间聚集了22.73%的决策单元。

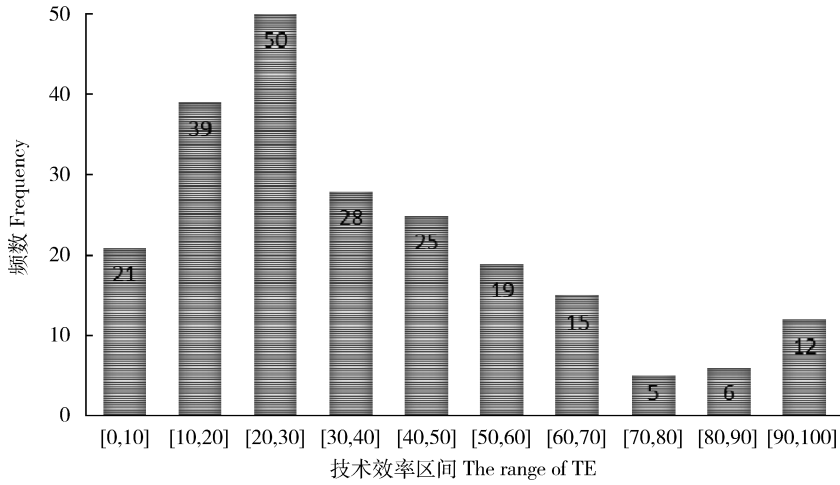


图 1 我国牧区牧业生产技术效率频数分布图

Fig. 1 Frequent distribution of China livestock production technical efficiency (TE)

表 3 技术效率在草原气候带及饲养方式的分布

Table 3 Technical efficiency distribution on climatic zone and breeding mode

类型 Type	指标 Indicator	不同规模报酬水平的决策单元占比/% Proportion of decision making units (DMU) in different remuneration levels					
		综合技术效率 CrsTE	纯技术效率 VrsTE	规模效率 Scale	规模报酬递增 Irs	规模报酬不变 —	规模报酬递减 Drs
		东北温带半湿润草甸草原带	0.552	0.619	0.906	45.00	21.25
草原气候带 Climatic zone	蒙宁甘温带半干旱草原和荒漠草原带	0.289	0.380	0.868	71.43	7.69	20.88
	西北温带暖温带干旱荒漠和山地草原带	0.312	0.466	0.784	81.82	6.06	12.12
	青藏高原高寒草甸和高寒草原带	0.063	0.318	0.372	100	0	0
养殖方式 Breeding mode	圈养	0.536	0.631	0.865	49.37	22.78	27.85
	放养	0.280	0.388	0.815	74.47	5.67	19.86
样本合计 Total sample		0.372	0.475	0.833	65.45	11.82	22.73

从表 3 可知，样本平均综合技术效率仅为 37.2%，说明有 62.8% 的提升空间可通过提高生产决策单元管理水平而实现在现有投入下增加产值的

目的。牧业生产技术效率在草原气候带的分布，主要呈现东北温带半湿润草甸草原带(后简称“东北”)高于西北温带暖温带干旱荒漠和山地草原带(后简

称“西北”)高于蒙宁甘温带半干旱草原和荒漠草原带(后简称“蒙宁甘”)高于青藏高原高寒草甸和高寒草原带(后简称“青藏”)。东北的技术效率水平整体较高,且规模报酬不变和规模报酬递减的决策单元比例较高,说明东北草原带的牧业生产总体资源配置较为合理,生产规模也较为合适;蒙甘宁和西北的综合技术效率水平较为接近,但西北的纯技术效率高蒙甘宁8个百分点,规模效率却低蒙甘宁约8个百分点,处于规模报酬递增阶段的决策单位占比较蒙甘宁高,说明西北虽管理和技术水平较高,但实际生产规模与最优生产规模差距较大,导致整体技术效率水平有所降低;青藏无论是在纯技术效率还是规模效率上都明显落后于其他地区,在调查中发现,这可能同藏区牧民特殊的牧业思想密不可分,在藏区,牧民视牲畜为一种资产,其每年出栏量依当年生活消费支出情况而定,这种特殊的持有型牧业思想与把牲畜视为生产投入的生产型思想有较大差异,因此在很大程度上影响着生产决策单元技术水平的发挥。牧业生产技术效率在饲养方式上,整体呈现圈养效率高于放养,且这一差距主要体现在纯技术效率上,说明集约化的畜牧业生产有助于提高技术效率水平,孙致陆等^[14]的研究也证明了这一观点。

2.2 归并回归估计结果与分析

运用 STATA 软件,通过条件矩检验和辅助回归构建 LM 统计量的方法检验 Tobit 模型中扰动项的正态性和同方差性假设,结果如下:

表 4 扰动项分布检验结果

Table 4 The results of disturbance term distribution test

条件矩检验结果		拉格朗日乘数检验结果	
Conditional moment test		Lagrange Multiplier test	
CM		nR_{uc}^2	
临	10%	12.097	P -value
界	5%	15.384	0.000 68
值	1%	28.534	

表 4 中的结果表明,条件矩统计量高达 102.35,强烈拒绝原假设“扰动项服从正态分布”;辅助回归 LM 统计量为 14.581, P -value 值为 0.000 68,过小,说明扰动项也不服从同方差性。因此,用 Tobit 模型进行 MLE 估计时的似然函数存在偏误, QMLE 估计不一致,应当采用更加稳健的归并最小绝对离差法 CLAD 代替 Tobit 模型进行技术效率

影响因素的估计。CLAD 仅要求扰动项 iid,即使在非正态性和异方差的情况下也能够得到一致估计,且 CLAD 在一定的正则条件下,估计量服从渐进正态分布。

Tobit 和 CLAD 的估计结果与对比见表 5。

对比 Tobit 和 CLAD 可知,变量的系数估计值相差较大,且 CLAD 的标准误差整体小于 Tobit,对变量牧业从业人员最高学历、户主远行程度和是否参加合作社而言,CLAD 较 Tobit 在变量显著性水平上有明显的提高,说明 Tobit 模型在本研究中的估计确实存在偏误,使用 CLAD 方法更加稳健。

从 CLAD 的回归结果可知,影响我国牧区牧业生产技术效率的外生因素按照影响程度由高到低主要有:牧业从业人员平均年龄及其二次项、近 3 年参加政府培训的累计次数、是否参加合作社、牧业收入占家庭总收入比重、户主远行程度、牧业从业人员的最高学历等。

牧业从业人员平均年龄对技术效率影响最大且存在明显的倒 U 型特征。这主要是由于中间年龄层的劳动者不仅体力充足、经验丰富,还有能力接受新鲜事物和学习新技术,使其管理能力和技术水平都处于较高水平。然而,我国牧区牧业从业人员正日益面临老龄化问题,当前从业人员平均年龄约 45 周岁且其大部分子女都外出上学或务工,不再从事牧业生产。

近 3 年参加政府培训的累计次数对技术效率有显著影响,说明经常参加牧业知识培训可有效提升生产技术效率。培训是一个循序渐进的过程,偶尔参加 1~2 次培训并不能达到很好的效果,只有长久坚持参加生产技术指导培训,才能有效的提高自身的管理水平,从而提高生产技术效率。

参加合作社对技术效率有显著影响。参加生产性合作社可以提高生产决策单元的生产管理能力,从而提高生产技术效率水平。这是由于合作社能在生产过程中帮助牧业生产者及时了解市场信息,优化资源配置,同经验一致。

牧业收入占家庭总收入比重对技术效率有显著影响。牧业收入占家庭总收入的比重越高,即牧业决策单元的兼业程度越低,越有利于技术效率的提升。证明了专业化可以提高技术效率水平。

户主远行程度、牧业从业人员的最高学历对技术效率水平影响显著但影响程度较低。表明牧业生

表5 Tobit 与 CLAD 结果及比较

Table 5 Comparison of Tobit model with CLAD model

变量 Variables	Tobit		CLAD	
	系数 Coefficient	标准误 Standard Error	系数 Coefficient	标准误 Standard Error
牧业从业人员平均年龄 Age of herdsmen	0.279 0***	0.082 9	0.220 0***	0.030 2
牧业从业人员平均年龄二次项 (Age of herdsmen) ²	-0.045 9***	0.013 7	-0.038 4***	0.005 2
牧业从业人员最高学历 The highest education degree of herdsmen in one unit	0.002 5	0.015 1	0.017 4**	0.006 5
户主远行程度 The travel of herdsmen	0.029 2*	0.014 0	0.034 8***	0.006 1
是否参加合作社 Cooperative	0.007 9	0.036 3	0.075 0***	0.015 6
是否参与草原流转 Transfer of grassland	-0.011 6	0.034 4	0.006 4	0.015 6
近3年参加政府培训的累计次数 The number of training in three years	0.094 3***	0.016 8	0.079 7***	0.007 6
牧业收入占家庭总收入比重 The proportion of livestock income in total income	0.075 4***	0.013 6	0.065 7***	0.006 2
牧场距乡级政府距离 The distance between farm and the township government	0.001 9	0.008 7	0.003 5	0.004 1
家庭总人数 The number of households	-0.011 5	0.012 6	-0.007 4	0.005 9
常数项 Cons	-0.482 0**	0.165 0	-0.552 0***	0.070 4
SIGMA	0.209 0***	0.010 3		

注：***、**和*分别表示在1%、1%和5%显著性水平上显著。

Note: ***, ** and * represent the significance at the levels of 1%, 1% and 5%, respectively.

产决策者的眼界在一定程度上影响着牧业生产决策,眼界越宽的决策者更容易摒弃传统思想中落后的部分,接受科学的管理思想和新技术应用,从而有助于提高技术效率水平。

3 结论及政策内涵

本研究采用数据包络分析的规模报酬可变BCC模型,对我国主要牧区的生产决策单元进行了牧业生产技术效率水平测算;检验Tobit模型中扰动项的正态性和同方差性,选取更加稳健的CLAD

模型代替Tobit研究了影响牧业生产技术效率的因素及影响程度。研究表明:1)我国牧区牧业生产技术效率水平总体偏低,综合技术效率均值为37.2%,纯技术效率均值为47.5%,规模效率为83.3%,提升空间较大。2)我国牧区牧业技术效率水平在草原气候带的分布由高到低依次为:东北温带半湿润草甸草原带、西北温带暖温带干旱荒漠和山地草原带、蒙宁甘温带半干旱草原和荒漠草原带、青藏高原高寒草甸和高寒草原带,因藏区牧业经营思想以持有型为特点,对牧业生产效率造成了较大

的影响。3)在不同的饲养方式上,圈养的牧业生产技术效率水平显著高于放养。4)影响我国牧区牧业生产技术效率的外生因素按照影响程度由高到低为:牧业从业人员平均年龄及其二次项、近3年参加政府培训的累计次数、是否参加合作社、牧业收入占家庭总收入比重、户主远行程度、牧业从业人员的最高学历。研究表明,经常参加政府培训、参加合作社、专业化进行牧业生产、去外地参观旅游、获得更高学位都有助于牧业生产技术效率的提升。

综合本研究结果,所涉及的政策内涵主要包括:

1)继续加强政府层面的技术培训,并提供便利条件提高牧民参与度。2)鼓励并支持牧业生产合作社兴办及发展,通过合作社实现生产决策信息的快速准确传递以及生产技术的指导、生产设备的提供。3)鼓励年轻一代积极从事牧业生产,为牧业生产注入更多活力,为应对牧业生产老龄化提前做好准备。4)鼓励草原承包经营权的流转,发展适度规模家庭牧场,提升牧业从业人员的专业性。

参考文献 References

[1] 张正河,张晓敏.生态约束下牧户草地规模经营研究[J].农业技术经济,2015(6):82-90
Zhang Z H, Zhang X M. Study of the optimal management scale for herdsmen households under the limit of ecological[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2015 (6): 82-90 (in Chinese)

[2] 夏晓平,李秉龙.中国肉羊产业发展特征、矛盾及对策[J].农业经济与管理,2012(1):54-62
Xia X P, Li B L. Characteristics, contradictions and outlets of Chinese meat sheep industry[J]. *Agricultural Economics and Management*, 2012(1):54-62 (in Chinese)

[3] 司伟,王济民.中国大豆生产全要素生产率及其变化[J].中国农村经济,2011(10):16-25
Si W, Wang J M. Study on the TFP index and its change of Chinese soybean production[J]. *Chinese Rural Economy*, 2011 (10):16-25 (in Chinese)

[4] 曾福生,高鸣.我国粮食生产效率核算及其影响因素分析:基于SBM-Tobit模型二步法的实证研究[J].农业技术经济,2012(7):63-70
Zeng F S, Gao M. Study on the Chinese grain production efficiency and its influence factors: Based on the two-step modeling of SBM-Tobit [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2012(7):63-70 (in Chinese)

[5] 廖成泉,胡银根,章晓曼.基于四阶段DEA-Tobit的湖北耕地资源利用效率及其影响因素研究[J].农业现代化研究,2015,36(5):876-882
Liao C Q, Hu Y G, Zhang X M. Research on the efficiency and the influencing factors of arable land utilization in Hubei Province based on the four-stage DEA and Tobit model[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2015, 36 (5): 876-882 (in Chinese)

[6] 石晶,李林.基于DEA-Tobit模型的中国棉花生产技术效率分析[J].技术经济,2013(6):79-84
Shi J, Li L. Analysis on technical efficiency of China's cotton production based on DEA-Tobit model [J]. *Technology Economics*, 2013(6):79-84 (in Chinese)

[7] 杜凤莲,马慧峰,付红全.中国不同模式原料奶生产技术效率分析[J].农业现代化研究,2013,34(4):486-490
Du F L, Ma H F, Fu H Q. Analysis on production efficiency for different patterns of raw milk production [J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2013, 34 (4): 486-490 (in Chinese)

[8] Tobin J. Estimation of relationships for limited dependent variables[J]. *Econometrica*, 1958(26):24-36

[9] Skeels C L, Vella F. A Monte Carlo investigation of the sampling behavior of conditional moment test in Tobit and Probit Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1999 (92): 275-294

[10] Drukker D M. Bootstrapping a conditional moments test for normality after Tobit estimation[J]. *The Stata Journal*, 2002 (2):125-139

[11] Cameron A C, Trivedi P K. *Microeconometrics Using Stata* [M]. Revised edition. College Station: Stata Press, 2010: 535-538

[12] Powell J L. Least absolute deviations estimation for the censored regression model[J]. *Journal of Econometrics*, 1984 (25):303-325

[13] 寇蓉,谭向勇.蔬菜批发主体技术效率分析:基于北京市场的调查[J].中国农村观察,2008(2):2-12
Kou R, Tan X Y. An analysis of technical efficiency of vegetable wholesalers: Based on the survey in Beijing market [J]. *China Rural Survey*, 2008(2):2-12 (in Chinese)

[14] 孙致陆,肖海峰.农牧户羊毛生产技术效率及其影响因素研究:基于内蒙古、新疆等5省份农牧户调查数据的分析[J].农业技术经济,2013(2):86-94
Sun Z L, Xiao H F. Study on the Chinese goat wool production efficiency and its influence factors: Based on the five provinces survey[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2013(2):86-94 (in Chinese)