

不同利用状况下草原遥感估产模型*

陶伟国^{1,2} 徐斌^{1,2**} 刘丽军² 杨秀春^{1,2} 覃志豪^{1,2}

(¹ 农业部资源遥感与数字农业重点开放实验室, 北京 100081; ² 中国农业科学院农业资源与农业区划研究所, 北京 100081)

摘要 在内蒙古自治区的温性草甸草原、温性草原、温性荒漠草原、温性草原化荒漠和温性荒漠 5 种具有代表性的草地类型区地面观测数据的基础上, 考虑草地的利用状况信息, 分类建立了产草量与 4 种植被指数(由 MODIS 数据计算得到)的回归估产模型, 将利用状况这一定性变量作为虚拟变量与遥感估算模型相结合, 找出了 3 种利用状况下的鲜草产量最优混合估算模型和估算指数。结果表明: (1) EVI 是反映产草量变化的最好指标, 分类构建的模型平均测产精度达到了 80%; (2) 将利用状况作为虚拟变量考虑之后建立的混合测算模型精度达到了 79%, 明显高于利用状况未知时构建的混合模型的精度, 比分类建模应用更简洁方便。

关键词 草原估产; 利用状况; 植被指数; MODIS; 虚拟变量

中图分类号 S127 **文献标识码** A **文章编号** 1000-4890(2007)03-0332-06

Yield estimation model for different utilization status grassland based on remote sensing data. TAO Wei-guo^{1,2}, XU Bin^{1,2}, LIU Li-jun², YANG Xiu-chun^{1,2}, QIN Zhi-hao^{1,2} (¹Key Laboratory of Resources Remote Sensing and Digital Agriculture of Agriculture Ministry, Beijing 100081, China; ²Institute of Natural Resources and Regional Planning, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China). *Chinese Journal of Ecology*, 2007, 26(3): 332–337.

Abstract: Based on the observation data obtained from five representative steppes, *i. e.*, temperate meadow steppe, temperate steppe, temperate desert steppe, temperate steppe-desert and temperate desert in Inner Mongolia, regression models were established to express the relations between each grassland biomass and four vegetation indices, with the information about grassland utilization status considered. The qualitative variable utilization status was introduced into remote sensing estimation models as a dummy variable, and the optimal mixed estimation models and vegetation indices for three types of utilization status were selected. The results showed that EVI was the best index reflecting grassland yield variation, and the average estimation precision of the models was 80%. The precision of the mixed models introduced with utilization status (mixed model II) arrived to 79%, being higher than that of the models without the information of utilization status. Comparing with the models established for different utilization status, mixed model II had the advantages of concision and convenience.

Key words: grassland yield estimation; utilization status; vegetation index; MODIS; dummy variables.

1 引言

草原地上生物量是维护草原生态系统的物质基础, 是判断草原生态系统是否健康的重要依据。能够准确及时的获取该区域牧草的产量以及随时间、

空间变化的特征是实现合理、高效、持续利用草原资源和判断草地生态系统完整性和可持续性的关键。随着 3S 技术(RS、GIS、GPS)的不断发展, 对植被生产力与生物量的研究已经从小范围、二维尺度的传统地面测量发展到大范围、多维时空的遥感模型估算(戴小华和余世孝, 2004)。目前在估产中用到的遥感模型还是以植被指数为主要输入变量的基于像

* 国家高技术研究发展专项(2006AA10Z242)和农业部全国草原遥感监测资助项目。

** 通讯作者 E-mail: xubin@mail.caas.net.cn

收稿日期: 2006-04-14 接受日期: 2006-11-14

元的数理统计回归分析方法,通过在不同尺度的数据之间建立函数关系来完成局部的点到整个面的转换(彭晓鹃等,2004)。国内已经有许多研究者研究了产草量与不同植被指数之间的统计关系并建立了不同的大尺度遥感估算模型(陈全功等,1994;李京等,1994;Qin *et al.*, 2004; Xu *et al.*, 2004;王正兴等,2005;Kawamura *et al.*, 2005;陶伟国等,2006),群落产量的形成是一定环境条件下植物生长发育的结果,因此一些研究者在统计模型中又综合考虑了降水、温度、土壤湿度、光照等因子的影响(史培军等,1994;李建龙,1995;黄富祥等,2001;黄敬峰等,2001),使估产模型的精度进一步提高,而草地利用状况对植被指数在大面积产草量估算模式中的影响还鲜有报道。

放牧是对草地生态系统的主要干扰方式之一,放牧强度不同对草地的影响也不同(徐斌等,1995),大尺度草原估产中仅使用植被指数不足以表达产草量的空间差异,尤其是在半干旱地区,由于草群覆盖度低,放牧与未放牧地区的植被指数间的差异较小。因此,要提高产草量估算精度,考虑放牧的影响是必要的。本文将草原利用状况作为虚拟变量与遥感估算模型进行结合,探讨了放牧对遥感估算模型的影响,旨在提高草地植被生物量遥感监测的精度,以期为合理的利用草地资源和研究我国陆地生态系统的碳循环提供科学依据。

2 研究地区与研究方法

2.1 研究区概况

研究区域位于内蒙古自治区,境内草原植被由东往西依次出现带状分布的草甸草原、典型草原、荒漠草原、草原化荒漠和典型荒漠等5大类地带性草地,面积约占全区面积的66.4%。2004年内蒙古牧区极度超载的草地面积占天然草地总面积的32.46%,严重超载的占3.41%,超载的占7.89%,载畜平衡的占51.67%,载畜不足占4.56%(Xu *et al.*, 2004)。由于广泛分布的具有代表性的草地类型和作为重要的牧区连续放牧形成的不同利用状况

梯度,利用内蒙古草原的样本研究利用状况对遥感估产模型的影响具有典型意义。

2.2 地面数据的获取和处理

选取内蒙古自治区的温性草甸草原、温性典型草原、温性荒漠草原、温性草原化荒漠、温性荒漠5种具有代表性的草地类型区,以农业部草原监理中心组织的地面样方调查数据为主要地面数据源,调查时间为2005年7月下旬—9月中旬,共设立样方600余个,草本及矮小灌木样方面积为1 m×1 m,灌木及高大草本植物样方面积为10 m×10 m,对部分样方取平均值,并对样方数据进行审核和标准化处理,最后得到约500余个可利用的地面测产数据,只使用样方信息中的空间位置、时间、利用状况和产草量(鲜质量)信息进行研究。所有的对比及分析均在此地面数据集基础上进行。

由于本次研究的是草原的利用状况对草原遥感估产建模的影响,因此剔除样方中对利用状况未记录的样方,最后可用样方250个,剔除其中含有异常值的样方,实际利用样方206个。利用状况分为未利用、轻度利用、适度利用、轻度超载和重度超载等5级。将这5种情况合并为3大类:第1类为未利用;第2类为合理利用范围之内的包括轻度利用和适度利用;第3类为超载利用包括轻度超载和重度超载。统计各类样方的产量、盖度、高度、归一化植被指数(NDVI)、改进型土壤大气修正植被指数(EVI)、修改型土壤调整植被指数(MSAVI)、优化型土壤调整植被指数(OSAVI)的平均值(表1),并对盖度进行了标准化处理。

2.3 遥感数据的获取和处理

选用的遥感数据为NASA/MODIS产品中的植被指数产品。所选产品(MOD13A2)的合成期为16 d,空间分辨率为1000 m。该数据集除了NDVI和EVI这2个参数外,还包括用于计算植被指数产品的3个波段以及1个短波红外波段(即第7波段)。MODIS-VI的空间位置是该文件在SIN地图投影中的位置,每个文件覆盖范围1 200~1 200 km,地图投影SIN。

表1 样方信息
Tab.1 Information of sampling plots

类别	鲜质量 (t·km ⁻²)	盖度 (%)	高度 (cm)	NDVI	EVI	MSAVI	OSAVI	样方数
第1类	400.416	57.95	34.57	0.575	0.376	0.363	0.406	45
第2类	326.575	56.17	35.53	0.541	0.344	0.328	0.375	93
第3类	142.840	33.73	14.30	0.436	0.289	0.275	0.311	68

根据地面采样时间,选择 2005 年 7 月 12 日—9 月 13 日共 4 个时间段的产品影像。利用 MRT 软件对下载的产品进行文件格式、空间镶嵌和地图投影的转换。输出的文件最后为 Albers 投影。由于 NASA 提供的 MODIS 产品在计算植被指数前均经过严格的辐射校正和几何校正,因此在转换为需要的数据格式之后,即可直接提取 NDVI 和 EVI 的值,同时根据提供的 4 个波段(620 ~ 670、841 ~ 876、459 ~ 479 和 2105 ~ 2155 nm)的反射率来计算其它需要的植被指数 MSAVI 和 OSAVI。

利用地理信息系统软件 ArcGIS 从 MODIS 图像中提取 NDVI、EVI、MSAVI、OSAVI。对植被指数的提取采用点对点的方式,即地面样点与单个像元的植被指数值相对应,因为 MODIS 探测器空间定位采用的是 WGS 84 经纬度坐标系统,对 1 km 坐标其设计空间定位误差为 15%,通过地面控制点改正,其实际空间定位误差为 5%(蒋耿明等,2004),经检验,1 km 的 MODIS 产品点对点采样与点对面(取样点位置 1 km 缓冲区内的平均值)采样在统计上无显著差异,并且 1 km 的影像分辨率相对 1 m² 的样点已经足够大,因此在此选取点对点采样。不同植被指数的计算公式为:

$$NDVI = \frac{NIR - RED}{NIR + RED}$$
$$EVI = \frac{NIR - RED}{NIR - C_1RED + C_2BLUE + L} (1 + L)$$
$$MSAVI = [(2NIR + 1) - \sqrt{(2NIR + 1)^2 - 8(MR - RED)}] / 2$$
$$OSAVI = \frac{NIR - RED}{NIR + RED + X}$$

式中,NIR、RED、BLUE 指预先经过了分子散射和臭氧订正的近红外和可见光的红、蓝波段的反射率。*L* 为背景(土壤)调整系数,*C*₁、*C*₂ 为拟合系数,描述了用蓝通道对红通道进行大气气溶胶散射修正,*C*₁、*C*₂ 和 *L* 分别取 6.0、7.5 和 1.0(Liu & Huete,1995)。X 是用来减少土壤背景影响的优化值,在此取 0.16(Rondeaux *et al.* ,1996)。

2.4 研究方法

以产量为因变量(yield)、植被指数为自变量运用不同的拟合形式建立最小二乘法回归模型,对不同利用状况下产量与植被指数之间的关系进行了比较,同时在混合情况下利用状况信息已知与未知时也做了比较。利用状况信息已知是指将利用状况信

息作为虚拟变量结合到植被指数与产量的回归模型中。利用状况未知是指将估产区作为一个整体建立植被指数与鲜草产量的回归模型。回归模型之间利用 *R*² 和 *F* 统计值进行比较。

解释变量都是定量变量,但作为因变量的产草量经常受到一些定性变量(如利用状况、管理方式、季节等)的影响,研究中把这类定性变量称为虚拟变量,虚拟变量的取值通常为 0 和 1。在此将利用状况定义为 2 个虚拟变量(表 2)。引入的虚拟变量个数应该比研究的类别少 1 个,否则就会造成完全多重共线,就是通常说的虚拟变量陷阱。在此分了 3 类引入 2 个虚拟变量,以第 2 类为基准类,建立包含 1 个定量变量、2 个定性变量的线性回归模型(伍德里奇,2003):

$$\ln Yield = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 \ln VI + \varepsilon$$

表 2 虚拟变量的取值
Tab.2 Values of dummy variables

虚拟变量	<i>X</i> ₁	<i>X</i> ₂	利用状况
取值	1	0	第 1 类
	0	0	第 2 类
	0	1	第 3 类

3 结果与分析

3.1 按不同利用状况分别建模

在产量作为植被指数的函数回归模型中,所有处理均通过了 0.01 水平下的显著性统计检验(表 3)。按不同利用状况分类建模时,第 2 类的决定系数最高,达到了 0.811,其次是第 1 类和第 3 类,表明在适度放牧的情况下,4 种植被指数能够更好的解释产草量的变化。从模型的形式来看,均为指数模型,说明产草量与植被指数之间可能普遍存在着良好的非线性关系。对每种指数进行分析发现,第 1 类处理中 OSAVI、EVI、NDVI 都是最好的估产指标,并且差别很小;第 2 类和第 3 类中 EVI、MSAVI 都是最好的估产指标;3 种利用状况下,EVI 是具有普适性的指标,与产草量的关系都优于其它指数(图 1 a,b,c);MSAVI 和 OSAVI 与产草量的关系随利用状况波动较大,但除第 1 种情况下 MSAVI 明显差于 NDVI 外,其它 2 种情况下都要好于 NDVI,这是因为不同的植被指数有各自不同的应用环境特点。在第 3 类中由于草场利用程度的增加,盖度降低,土壤背景对光谱的影响增大,这时抗干扰型植被指数就显示出在排除或减弱土壤背景值对植物光谱或植被指数的影响方面的优势。

表 3 按不同利用状况分别建模

Tab.3 Models established under different utilization status

分类	模型	决定系数	F 值
第 1 类	$Yield = 852.494NDVI^{1.523}$	0.798	141.957
	$Yield = 1608.662EVI^{1.509}$	0.798	142.368
	$Yield = 1669.982MSAVI^{1.495}$	0.786	132.441
	$Yield = 1527.598OSAVI^{1.586}$	0.799	143.755
第 2 类	$Yield = 755.168NDVI^{1.563}$	0.805	309.317
	$Yield = 1548.992EVI^{1.575}$	0.811	322.471
	$Yield = 1659.566MSAVI^{1.565}$	0.810	320.704
	$Yield = 1384.125OSAVI^{1.605}$	0.808	316.047
第 3 类	$Yield = 403.271NDVI^{1.558}$	0.641	98.411
	$Yield = 886.699EVI^{1.682}$	0.684	119.470
	$Yield = 939.511MSAVI^{1.660}$	0.682	118.226
	$Yield = 761.199OSAVI^{1.662}$	0.650	102.421

模型均通过 0.01 水平下的统计检验。

3.2 不考虑利用状况下的混合建模

在利用状况信息不明确的情况下,对 3 种类型

的数据进行混合建模,NDVI-产草量模型与抗干扰型植被指数-产草量模型无明显差别(表 4)。混合模型 I 与分类模型的系数相比,可以看出,基于 NDVI、EVI、MSAVI、OSAVI 的混合模型 I 都会低估第 1 类和第 2 类的产草量,而高估第 3 类的产草量(图 1d)。从 R^2 分析看,混合模型 I 的 R^2 (0.722)也低于第 1 类和第 2 类的 R^2 (分别为 0.799、0.811),而高于第 3 类的 R^2 (0.684)。图 1d 也表明不同类的散点有着不同的变化趋势,第 3 类与第 1、2 类的变化趋势区别较大,估产之前进行合理的分区是必要的。很明显大面积估产中,由于生态环境、草地类型等原因使产量与植被指数并不是单值对应关系,建模的结果是提高了低值部分,降低了高值部分,减小了产量的空间变化范围。

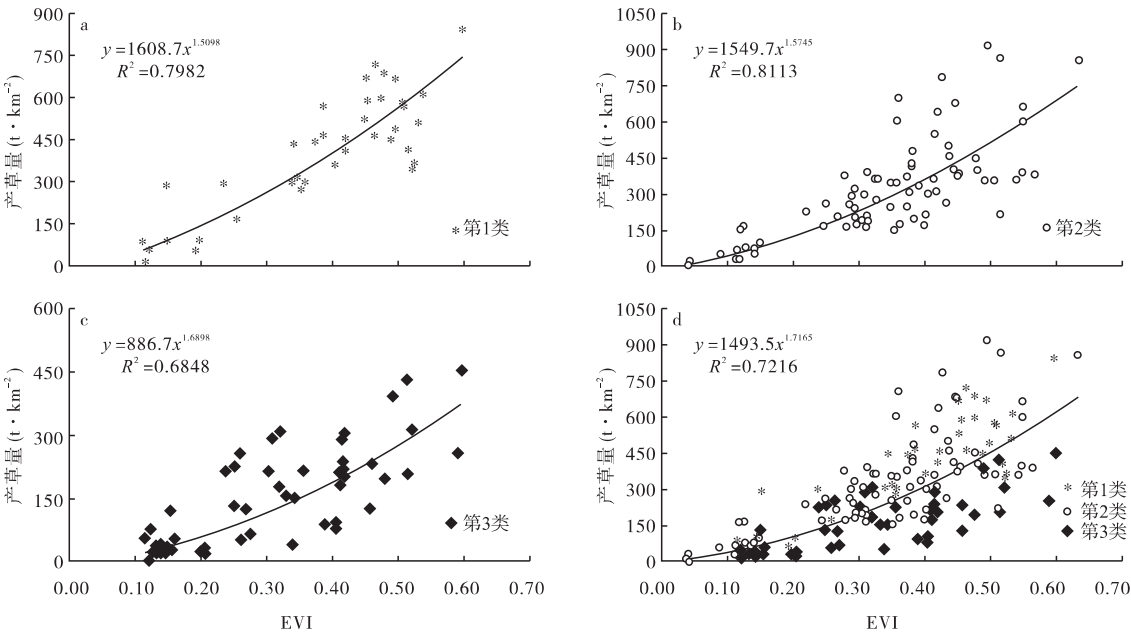


图 1 4 种处理下 EVI 与产草量的关系

Fig.1 Relationship of EVI values and yield under the four treatments

表 4 不同利用状况下混合建模

Tab.4 Mixed models established using data from different utilization status

模型	决定系数	F 值
混合模型 I *		
$Yield = 699.275NDVI^{1.686}$	0.722	442.258
$Yield = 1493.544EVI^{1.716}$	0.721	440.609
$Yield = 1592.941MSAVI^{1.702}$	0.722	441.801
$Yield = 1338.705OSAVI^{1.749}$	0.719	434.065

* 混合模型 I 是指将 3 类数据混合建模;以上模型均通过 0.01 水平下的统计检验。

3.3 将利用状况作为虚拟变量进行建模

如果对 3 种类型的数据混合建模,利用状况信

息是已知的并将其作为虚拟变量与基于植被指数的遥感测算模型相结合,模型整体的决定系数有了明显提高,相比利用状况未知时的混合模型 I,混合模型 II 的决定系数提高了近 0.1(表 5),EVI 仍然是最好的估产指标。
通过将草地的利用状况结合到模型中,可以了解利用状况是否对产草量估算有影响。经 t 检验, X_1 的 P 值按表 5 的顺序分别为 0.148, 0.293, 0.425, 0.254, 无显著意义,这说明草场的合理利用

对草场盖度的变化无显著影响,表 1 第 1 类的平均盖度(57. 95%)和第 2 类的平均盖度(56. 17%)也证明了这一结论。 X_2 的 P 值均为 0. 000,有显著性意义,这表明超载放牧对产量测算的影响很重要。回归模型中的 X_1 和 X_2 的值表示,在其它条件不变的情况下,超载放牧时的鲜草产量要比合理放牧时的鲜草产量平均下降 61% ~ 70%,而未放牧时的鲜草产量要比合理放牧时的鲜草产量平均高 10% ~ 12%,王仁忠(1997)对羊草种群的研究也表明,重牧阶段羊草种群同化系统和非同化系统现存量分别为轻牧阶段的 48. 6% 和 49. 4%,过牧和极牧后下降更显著。

表 5 将利用状况作为虚拟变量混合建模
Tab. 5 Mixed models with utilization status as the dummy variable

模型	决定系数	F 值
混合模型 I $\ln Yield = 8. 924 + 0. 147X_1 - 0. 624X_2 + 1. 556\ln NDVI$	0. 800	224. 232
混合模型 II $\ln Yield = 9. 673 + 0. 103X_1 - 0. 701X_2 + 1. 595\ln EVI$	0. 814	245. 471
$\ln Yield = 9. 738 + 0. 079X_1 - 0. 700X_2 + 1. 582\ln MSAVI$	0. 812	241. 990
$\ln Yield = 9. 551 + 0. 115X_1 - 0. 669X_2 + 1. 619\ln OSAVI$	0. 804	229. 932

混合模型 II 是指将 3 种放牧强度作为虚拟变量引入回归模型;以上均通过 0. 01 水平下的统计检验。

3. 4 模型的精度检验

利用另一组数据集(是从地面数据集中随机预留的)对上述每一类模型中最好的 1 种(取决定系数最高的)进行验证。根据这些样方的植被指数值,分别用上述的模型计算了其产草量,然后把这些估计得到的产草量与实际产草量进行比较。利用如下公式计算平均相对误差(REE)(Qin *et al.* , 2004)。

$$REE = \sqrt{\frac{\sum [(Y'_i - Y_i)/Y_i]^2}{N}}$$

式中, Y'_i 是模型测算的产草量, Y_i 是实际产草量, N 是样点数。估算精度为 $1-REE$ 。

各模型的估算精度见表 6。分类建模时估算精度是比较高的,但随着利用程度的增加,估算精度依次降低,即在未利用、利用较少或合理利用时,模型对产草量的估算精度可达到 80% 以上。在对草场超载利用后,草群低矮稀疏,群落投影盖度下降,背景干扰更为严重,对产草量的估算精度低于 80%,3 类平均精度可达到 80%。在建模时若不考虑利用状况,混合建立模型的估算精度明显低于分类建模

的精度,其中对第 2 类数据的估算精度很高,相比第 1 类和第 3 类数据的估算精度高出了 20% ~ 30%。说明大区域草原估产中,若不进行有效的分类处理或进行分区估算,得到的结果很可能只是对其中某一局部地区的估产较为准确,而其它地区的估算结果都不可靠。若将利用状况信息作为虚拟变量与植被指数和产草量建立多元回归模型后,则精度可达到分类建模的平均精度,对每一类的估算精度也与分类建模基本一致,但只用一个公式,应用更简洁方便。

表 6 各模型的估算精度(%)
Tab. 6 Estimating precision of different models

类别	第 1 类	第 2 类	第 3 类	混合模型 I	混合模型 II
第 1 类	82	-	-	-	-
第 2 类	-	80	-	-	-
第 3 类	-	-	77	-	-
混合模型 I	67	86	56	68	-
混合模型 II	82	79	75	-	79

4 讨 论

在对产草量的估算中已使用了许多植被指数,NDVI 是研究最多的一种。在本研究中含有 NDVI 的模型的结果表明,在未超载利用的情况下,基于 NDVI 的估产模型与基于其它 3 种抗干扰性指数的模型并没有显著差别,都可作为估算产草量的单变量指标;但超载利用之后,植被指数间差异明显。分类建模、混合模型 I 和混合模型 II 的结果都表明,EVI 要优于其它指标,是草原产草量估产中的首选指标。这恰好与表 1 中各植被指数的相对大小关系相反,对应相同的产草量,4 种植被指数的大小为 NDVI > OSAVI > EVI > MSAVI,说明估产指标抗干扰能力弱或仅对叶冠背景和大气问题中的一种进行修正使植被指数值偏大或偏小都不能相对准确的估算出产草量,因为大气和土壤的影响是相互作用的,消除其中的一个可能会增加另一个(Liu & Huete, 1995),只有对二者同时进行订正才能得到比较准确的估算结果。

利用状况会影响由卫星遥感数据计算的植被指数在大尺度范围估算产草量中的应用。在放牧模式不一致的情况下,利用状况的信息对于建立基于遥感的产草量估算模型是很有意义的。但是如何确定区域尺度下卫星影像每个像元所反映的利用状况,进行模型在空间的推广应用,还存在困难。通常将离最近村庄的距离作为放牧压力指标(Nakamura

et al., 2000),对放牧影响最为著名的研究是将家畜的分布模式与 MSS 影像相结合(Pickup, 1996),结果表明 MSS 第 5 波段与牲畜的采食存在线性关系。

本研究与 Todd(1998)的研究有较大不同。Todd 研究认为未放牧的情况下,植被指数(NDVI、GVI、WI 和 RED)与产草量无显著相关关系,而在放牧的情况下存在显著的线性关系,但作者通过以上的分析发现,未放牧时植被指数(NDVI、EVI、MSAVI 和 OSAVI)与产草量存在显著的非线性关系,并且拟合程度比利用之后的情况要高,原因在于 Todd 只有 6 对样点,样点的数量和代表性较大程度上限制了结果的准确性。在模型中考虑放牧程度信息来提高模型精度,这与本研究的结果相一致。

参考文献

- 陈全功,卫亚星,梁天刚. 1994. 使用 NOAA/AVHRR 资料进行牧草产量及载畜量监测地方法研究. 草业学报, **3**(4): 50–60.
- 戴小华,余世孝. 2004. 遥感技术支持下的植被生产力与生物量研究进展. 生态学杂志, **23**(4): 92–98.
- 黄富祥,高琼,傅德山,等. 2001. 内蒙古鄂尔多斯高原典型草原百里香-本氏针茅草地地上生物量对气候响应动态回归分析. 生态学报, **21**(8): 1339–1346.
- 黄敬峰,王秀珍,王人潮,等. 2001. 天然草地牧草产量遥感综合监测预测模型研究. 遥感学报, **5**(1): 69–74.
- 蒋耿明,刘荣高,牛峥,等. 2004. MODIS1B 影像几何纠正方法研究及软件实现. 遥感学报, **8**(2): 158–164.
- 李京,陈晋,袁清. 1994. 应用 NOAA/AVHRR 遥感资料对大面积草场进行产草量定量估算的方法研究. 自然资源学报, **9**(4): 365–374.
- 李建龙. 1995. 利用投影寻踪回归技术进行草地产量预报的研究. 草地学报, **3**(1): 65–74.
- 彭晓鹏,邓孺孺,刘小平. 2004. 遥感尺度转换研究进展. 地理与地理信息科学, **20**(5): 6–14.
- 史培军,李博,李忠厚,等. 1994. 大面积草地遥感估产技术研究——以内蒙古锡林郭勒草原估产为例. 草地学报, **2**(1): 9–13.
- 陶伟国,徐斌,缪建明,等. 2006. 草地遥感估产中不同尺度信息源关联方法对比及评价. 中国草地学报, **28**(4): 68–74.
- 王仁忠. 1997. 放牧影响下羊草种群生物量形成动态的研究. 应用生态学报, **8**(5): 505–509.
- 王正兴,刘闯,赵冰茹,等. 2005. 利用 MODIS 增强型植被指数反演草地地上生物量. 兰州大学学报(自然科学版), **41**(2): 10–16.
- 伍德里奇 JM. 2003. 计量经济学导论: 现代观点. 北京: 中国人民大学出版社: 203–224.
- 徐斌,赵哈林,大黑俊哉,等. 1995. 科尔沁沙质草甸草场不同牧压条件植物群落分异数量分析. 西北植物学报, **15**(5): 134–139.
- Rondeaux G, Steven M, Baret F. 1996. Optimization of soil-adjusted vegetation indices. *Remote Sensing of Environment*, **55**: 95–107.
- Kawamura K, Akiyama T, Yokota H, *et al.* 2005. Monitoring of forage conditions with MODIS imagery in the Xilingol steppe, Inner Mongolia. *International Journal of Remote Sensing*, **26**: 1423–1436.
- Liu HQ, Huete AR. 1995. A feedback based modification of the NDVI to minimize canopy background and atmospheric noise. *IEEE Transactions Geoscience and Remote Sensing*, **33**: 457–465.
- Nakamura T, Go T, Wu YN, *et al.* 2000. Effects of grazing on the floristic composition of grasslands in Baiyinxile, Xilingole Inner Mongolia. *Grassland Science*, **45**: 324–350.
- Pickup G. 1996. Estimating the effects of land degradation and rainfall variation on productivity of rangelands: An approach using remote sensing and models of grazing and herbage dynamics. *Journal of Applied Ecology*, **33**: 819–832.
- Qin ZH, Xu B, Li WJ, *et al.* 2004. Integration of ground sampling with satellite imaging through GIS database to monitor rangeland productivity for grazing in north China// Geoinformatics 2004, Proceeding of the 12th International Conference. Sweden: University of Gävle Press: 715–722.
- Todd SW, Hoffer RM, Milchunas DG. 1998. Biomass estimation on grazed and ungrazed rangelands using spectral indices. *International Journal of Remote Sensing*, **19**: 427–438.
- Xu B, Xin XP, Qin ZH, *et al.* 2004. Development of spatial GIS database for monitoring on dynamic state of grassland productivity and animal loading balance in north China// Geoinformatics 2004, Proceeding of the 12th International Conference. Sweden: University of Gävle Press: 585–592.

作者简介 陶伟国,男,1982年生,硕士研究生。主要从事草原遥感研究。E-mail: taoweiguo00@yahoo.com.cn

责任编辑 刘丽娟
