文章编号:1673-5005(2013)02-0181-06 doi:10.3969/j.issn.1673-5005.2013.02.030

基于 JASON-1 高度计的海况偏差校正参数模型

李书光[1], 王云海[1,2], 苗洪利[3], 周晓光[3], 任浩然[3], 王桂忠[3], 张 杰[2]

(1. 中国石油大学 理学院,山东 青岛 266580; 2. 国家海洋局第一海洋研究所海洋物理与遥感研究室,山东 青岛 266061; 3. 中国海洋大学 信息科学与工程学院,山东 青岛 266100)

摘要:基于 JASON-1 高度计研究海况偏差校正参数模型。采用交叉点处测量值差分的方法消除高度计中除海况偏差之外的噪声信号。基于泰勒展开构造以有效波高、风速为变量的 32 种海况偏差参数模型,利用线性回归的方法得到各模型的参数估计值,并对其进行评价、筛选得到最优模型。通过将该模型的海况偏差校正值与 JASON-1 的地球物理数据集(GDR)数据相对比,进一步验证该参数模型的有效性。结果表明:该参数模型有效,可以用于 JASON-1 高度计的海况偏差校正。

关键词:高度计; 海况偏差; 参数模型; 线性回归; 交叉点差分

中图分类号:TP 722.6; P 228.3 **文献标志码**:A

A parametric model of estimating sea state bias based on JASON-1 altimetry

LI Shu-guang[1], WANG Yun-hai[1,2], MIAO Hong-li[3], ZHOU Xiao-guang[3], REN Hao-ran[3], WANG Gui-zhong[3], ZHANG Jie[2]

(1. *College of Science in China University of Petroleum*, *Qingdao* 266580, *China*; 2. *The First Institute of Oceanography*, *SOA*, *Qingdao* 266061, *China*; 3. *College of Information Science and Engineering in Ocean University of China*, *Qingdao* 266100, *China*)

Abstract: Based on the data of JASON-1 altimetry, the parametric model of estimating the sea state bias (SSB) was studied. Non-SSB signals within the altimeter data were eliminated by means of forming differences between measurements taken at crossover points. According to Taylor expansion, 32 parametric models of SSB were developed as the function of both the significant wave height and wave speed. The estimation values of each parametric model were derived from the linear regression, and then the optimal model was obtained via the process of evaluation and selection. Finally, the effectiveness of the parametric model was validated through comparing the SSB estimation of the model with the geophysical data records (GDR) of JASON-1. The results show that the parametric model is effective, and can be used for JASON-1 SSB correction.

Key words: JASON-1 altimetry; sea state bias; parametric model; linear regression; difference at crossover points

海况偏差由电磁偏差、斜偏差和追踪偏差三部分组成[1],是卫星高度计测量海表面高度主要的误差源之一[2],主要有理论和经验两种研究方法。理论方法得到的海况偏差模型[3-12]通常只能用来做定性分析,并且其需要的参数(如偏斜系数、统计动差和波谱)并不能从高度计数据中得到,理论模型并不实用[13]。经验方法认为海况偏差是高度计可测得的与海况相关的变量(如风速 v、有效波高 H_{sw}、后向散射系数 σ_0 以及它们的组合等)的函数,其最大的优势就是可以利用高度计所测得的覆盖全球、数量极大的数据集。主要有参数模型[1,14-18]和非参数模型[2,19-23]等。在 JASON-1 高度计中,海况偏差校正采用的是 Gaspar 等提出的非参数模型[20]。非参数模型无法计算超出建模所用海况数据范围的海况

收稿日期:2011-07-22

基金项目:海洋公益性科研专项(201105032-1);国家自然科学基金项目(41176157)

作者简介:李书光(1964-),男,教授,硕士,主要研究方向为声学与弹性波理论和应用。E-mail:lshguang@upc.edu.cn。

下的海况偏差值,并且在建模数据密度稀少的海况区域,海况偏差估计精度较差[21]。参数模型相对非参数模型具有表达式外延性好、简单直观、分析容易以及使用方便的优点。笔者基于 JASON-1 高度计数据开展海况偏差校正参数模型的研究。

1 原 理

1.1 信号噪声的处理

研究海况偏差校正参数模型时所用的初始数据是高度计相对于参考椭球面的海表面高度(H_{ss})。未校正的海表面高度测量值 H'_{ss} 可以表示为

$$H'_{ss} = B + h_g + h_d + \varepsilon'. \tag{1}$$

式中,B 为海况偏差;h_g 为大地水准面高度;h_d 为海表面动力高度;ε' 为除海况偏差之外的所有测高误差之和,包括轨道误差、仪器误差和其他地球物理校正误差。

海况偏差只是高度计数据中一个小信号,大地水准面高度是数据中最大的信号,海表面动力高度也是高度计数据中一个很大的信号。通常采用对卫星轨道地面轨迹交叉点处测量数据进行差分的方法来消除大地水准面信号和海表面动力高度信号中的定常部分。对交叉点之间不同时间的测量值进行差分,则公式(1) 可表示为

$$\Delta H'_{ss} = \Delta B + \Delta h_d + \Delta\varepsilon'. \tag{2}$$

式中,$\Delta H'_{ss}$ 称为交叉点处海表面高度的不符值,它消除了数据中的所有不随时间改变的信号部分,如大地水准面,动力地形的定常部分等;Δh_d 为海表面动力高度的变化量。在 JASON-1 数据集中,升轨和降轨在交叉点处平均时间间隔为 3.5 d,h_d 在此短时间间隔内的变化一般是很有限的。

1.2 建模依据

参数模型基于海况偏差 B 与有效波高 H_{sw} 线性相关这一基本假设,则海况偏差参数模型可写为

$$B = b(\boldsymbol{X},\boldsymbol{\theta})H_{sw}. \tag{3}$$

式中,b 为一个无量纲的负值,称为海况偏差系数;$\boldsymbol{X}$ 为与海况相关的变量组成的向量;$\boldsymbol{\theta}$ 为参数向量。在以往的经验研究中,$\boldsymbol{X}$ 一般直接从高度计测得的与海况相关的变量中选取,即有效波高 H_{sw}、风速 v 或后向散射系数 σ_0 以及它们的组合。由于 v 和 σ_0 具有高度相关性(通常用 σ_0 反演 v),因此,两者只能选其一。本研究选择使用 v。将 b 对 H_{sw} 和 v 进行泰勒展开,则可得到海况偏差校正参数模型为

$$B = H_{sw}[a_1 + a_2H_{sw} + a_3v + a_4H_{sw}^2 + a_5v^2 + a_6H_{sw}v + \cdots]. \tag{4}$$

公式(4) 所表达的各模型均保留常数项 a_1,依次增加变量的个数,则可以得到数量众多的海况偏差校正参数模型。按照选取的变量名对模型进行命名,例如,选取 a_1、a_3 和 a_6 项的模型命名为 M136。

2 模型的建立

2.1 数据集

所用的数据集是从 JASON-1 的 Ku 波段 cycle40 ~ cycle140 的地球物理数据集(GDR) 中提取的交叉点数据,提取交叉点采用的是分段拟合卫星地面轨道轨迹的方法。对交叉点处的海表面高度测量值添加了仪器、干对流层、湿对流层、电离层、大气逆压、高频振荡、海洋潮汐、极潮、固体地球潮以及负荷潮等校正。并对数据集采用以下质量控制:

(1) 去除指向角大于 0.3° 的数据;

(2) 去除后向散射系数 $\sigma_0 < 7$ dB、$\sigma_0 > 20$ dB 的所有数据;

(3) 去除有效波高 $H_{sw} > 11$ m 的全部数据。

经过质量控制后,共得到 253152 组未经海况偏差校正的海表面高度、风速、有效波高测量值的交叉点数据集(H'_{ss},H_{sw},v)。根据模型形式对 H_{sw}、v 进行组合并对其进行差值,最终获得确定模型系数所需要的($\Delta H'_{ss}$,ΔH_{sw},Δv,ΔH_{sw}^2,Δv^2,$\Delta(H_{sw}v)$,$\Delta(H_{sw}^2v)$,…) 数据集。

2.2 模型参数的确定

高度计数据中海况偏差信号可以表示为

$$B = \sum_{i=1}^{p} a_iX_i + \varepsilon_B. \tag{5}$$

式中,ε_B 为参数模型所不能解释的海况偏差信号部分;X_i 为公式(4) 中的变量;a_i 为变量 X_i 对应的参数。则公式(2) 变为

$$\Delta H'_{ss} = \sum_{i=1}^{p} a_i\Delta X_i + \Delta\varepsilon_B + \Delta h_d + \Delta\varepsilon'. \tag{6}$$

将所有误差合并为偏差 a_0 和平均值为零的噪声 ε 的和,则式(6) 可重新表示为

$$\Delta H'_{ss} = \sum_{i=0}^{p} a_i\Delta X_i + \varepsilon. \tag{7}$$

假定噪声 ε 满足高斯 – 马尔柯夫条件和正态分布条件,那么此问题成为一个典型的多元线性回归问题。给定 n 组($\Delta H'_{ss}$,$\Delta\boldsymbol{X}$) 观测值,则参数的标准线性最小二乘估计为

$$\hat{a} = (\Delta\boldsymbol{X}^T\Delta\boldsymbol{X})^{-1}\Delta\boldsymbol{X}^T\Delta H'_{ss}. \tag{8}$$

如果 ΔX 和 ε 不相关,则估计量无偏。

2.3 模型评价及优选

在给定 0.05 的显著性水平下,对所有模型进行

F、F_i 和决定系数(R^2) 检验,若 F、F_i 和决定系数(R^2) 其中之一的值小于其临界值,则淘汰该模型。其中

$$F = \frac{\dfrac{R_{ss}}{m}}{\dfrac{E_{ss}}{n-m-1}}, F_i = \left[\frac{(n-m-1)P_i}{E_{ss}}\right],$$

$$R^2 = R_{ss}/T_{ss}.$$

式中,m 为模型中变量的数量;n 为数据数量;R_{ss} 为回归平方和;E_{ss} 为残差平方和;P_i 为偏回归平方和;T_{ss} 为总变差。

按照上述方法发现,当海况偏差系数 b 展开到三阶时,其模型性能相对二阶模型没有得到提升,并且海况偏差计算值出现了正值,这与海况偏差为负值相悖。因此,将 b 的泰勒展开式限制在二阶。则公式(4) 可以简化为

$$B = H_{sw}[a_1 + a_2H_{sw} + a_3v + a_4H_{sw}^2 + a_5v^2 + a_6H_{sw}v]. \tag{9}$$

公式(9) 所表达的模型均保留常数项 a_1,依次增加变量的个数,则可以得到 1 个常数模型,5 个二参数模型,10 个三参数模型,10 个四参数模型,5 个五参数模型,1 个六参数模型,共计 32 种形式。各模型的 F、R^2 以及解释方差值 D 见表 1。解释方差 D 定义为未经海况偏差校正前交叉点海表面高度 H'_{ss} 不符值的方差减去经过海况偏差校正后海表面高度 H_{ss} 不符值的方差,可以理解为交叉点海表面高度不符值的方差中海况偏差能够解释的部分,用其来评价海况偏差模型的有效性,其值越大说明模型越有效。

表 1　模型性能评价

Table 1　Evaluation of model functions

模型	F	决定系数 R^2	解释方差 D/cm^2	模型	F	决定系数 R^2	解释方差 D/cm^2
M1	198 916.8	0.290 259	38.32	M1234	51 506.6	0.297 547	39.28
M12	101 228.4	0.293 907	38.80	M1235	51 813.3	0.298 790	39.44
M13	100 020.4	0.291 422	38.47	M1236	51 382.9	0.297 045	39.21
M14	101 628.4	0.294 726	38.91	M1245	51 238.4	0.296 458	39.14
M15	99 592.9	0.290 538	38.35	M1246	51 322.8	0.296 801	39.18
M16	99 518.1	0.290 383	38.33	M1256	50 910.1	0.295 119	38.96
M123	68 230.9	0.296 192	39.10	M1345	51 980.2	0.299 464	39.53
M124	67 972.2	0.295 400	38.99	M1346	51 462.8	0.297 370	39.26
M125	67 880.2	0.295 018	38.96	M1356	51 661.8	0.298 177	39.36
M126	67 880.2	0.295 119	38.96	M1456	51 245.8	0.296 488	39.14
M134	68 513.9	0.297 055	39.21	M12345	41 674.1	0.299 918	39.59
M135	68 052.2	0.295 645	39.03	M12346	41 277.3	0.297 914	39.33
M136	68 483.6	0.296 963	39.20	M12356	41 451.1	0.298 793	39.44
M145	68 136.9	0.295 905	39.06	M12456	41 086.5	0.296 945	39.20
M146	68 268.2	0.296 306	39.12	M13456	41 608.3	0.299 586	39.55
M156	67 339.0	0.293 456	38.74	M123456	34 742.5	0.300 004	39.61

按照上述评价方法,经检验,所有的模型对应的 F 值和 R^2 均大于其临界值,因此这 32 个模型总体自变量对因变量的线性影响和线性回归的效果都是显著的;F_i 值在表中没有列出。除模型 M1256 的第 3 项(F_3 值为 0.04)、M12356 的第 5 项(F_5 值为 2.03) 对因变量作用不显著外,其余模型的各项作用都显著。而从表 1 中也可以看出,这两个模型与去掉不显著变量对应的模型相比其性能基本无任何改观,因此淘汰这两个模型。

在以上模型参数检验的基础上,对剩余的 6 组 30 个模型进行优选,优选的标准是:(1) 决定系数值最大;(2) 解释方差最大。按此标准,从表 1 中可以看出,随着变量数量的增加,模型的性能整体上有所提升。因而,研究得到的最优模型是 M123456,其 R^2 值及 D 在 30 个模型中都是最大。回归得到它的参数为:

$$\hat{a}_1 = -0.031\,358 \pm 0.000\,930,$$
$$\hat{a}_2 = -0.003\,736 \pm 0.000\,219,$$
$$\hat{a}_3 = -0.001\,615 \pm 0.000\,035,$$
$$\hat{a}_4 = 0.000\,493 \pm 0.000\,017,$$
$$\hat{a}_5 = 0.000\,071\,8 \pm 0.000\,001\,88,$$
$$\hat{a}_6 = -0.000\,048\,8 \pm 0.000\,006\,32.$$

因此,M123456 模型可写为

$$B = H_{sw}[-0.031\,358 - 0.003\,736H_{sw} - 0.001\,615v + 0.000\,493H_{sw}^2 + 0.000\,071\,8v^2 - 0.000\,048\,8H_{sw}v]. \tag{10}$$

2.4　最优模型特征分析

图 1 和图 2 分别给出了模型 M123456 的平均回

归残差($\bar{\varepsilon}$)与有效波高不符值 ΔH_{sw}、风速不符值 Δv 关系的散点图。$\bar{\varepsilon}$ 随 ΔH_{sw} 和 Δv 的变化越小,说明模型中参数估计偏差越小。

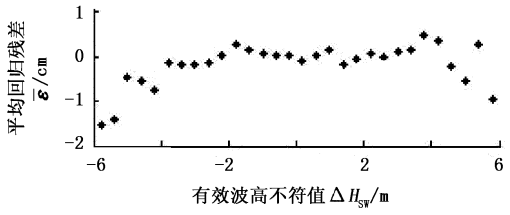

图 1 平均回归残差 $\bar{\varepsilon}$ 随 ΔH_{sw} 变化

Fig. 1 Variation of mean regression residuals with ΔH_{sw}

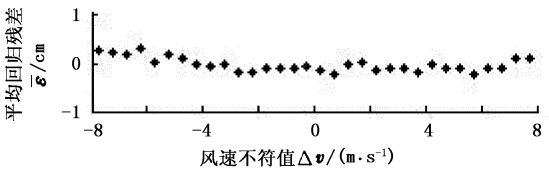

图 2 平均回归残差 $\bar{\varepsilon}$ 随 Δv 变化

Fig. 2 Variation of mean regression residuals with Δv

由图 1 可以看到,绝大部分 $\bar{\varepsilon}$ 分布在 -0.1 ~ 0.5 cm 之间;ΔH_{sw} 在 -4 ~ 4 m 范围内 $\bar{\varepsilon}$ 波动较小,都在 -0.5 ~ 0.5 cm 之间。由图 2 可以看出,$\bar{\varepsilon}$ 全部分布在 0 线附近。因此,模型的参数估计值的偏差较小。

图 3 是由模型 M123456 计算得到的海况偏差系

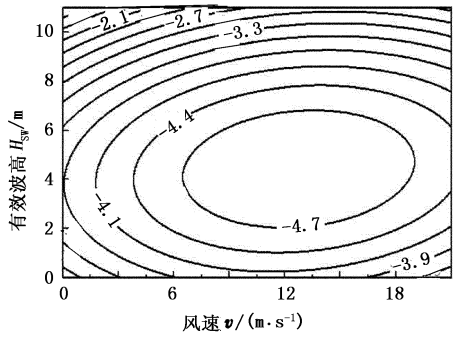

图 3 b 随 H_{sw} 和 v 的分布特征

Fig. 3 b as a function of H_{sw} and v

数 b 乘以 100 后的值随 H_{sw} 和 v 的分布特征图。从中可以看到,b 随 H_{sw} 变化明显。H_{sw} 小于 4 m 时,随着 H_{sw} 的增大,b 的绝对值从 3.6 增大到 4.7;H_{sw} 大于 4 m 时,随 H_{sw} 的增大 b 的绝对值从 4.7 递减到 1.9。这与 Witter 和 Chelton[24] 基于 GEOSAT 数据研究得出的结论相近。b 随 v 的变化基本以 13 m/s 为分界点,v 小于 13 m/s 时,随 v 的增加,b 的绝对值增大,v 大于 13 m/s 时,随 v 的增加,b 的绝对值减小,这与 Rodriguez 等[6] 通过数值模拟试验得出的结论相近。

3 模型验证

为了检验参数模型的适用性,本文中将 M123456 模型海况偏差校正值与 JASON-1 的 GDR 第 41 ~ 76cycle 覆盖一年的数据进行比对研究。

(1) 计算全局拟合标准偏差 S,用来整体上判断两者的符合度。其中

$$S = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(B_i - B_{y_i})^2}. \tag{11}$$

式中,n 为选取数据的数量;B_i 为参数模型校正值;B_{y_i} 为 GDR 数据中对应的海况偏差校正值。

经计算,全局数据的标准偏差 S 为 2.39 cm,相对误差为 11.18%,说明参数模型计算值和 GDR 数据整体吻合度较好。

(2) 计算 B 和 B_y 两者之差 ΔB,绘制其概率密度分布图(图 4)及随有效波高和风速的变化图(图 5)。

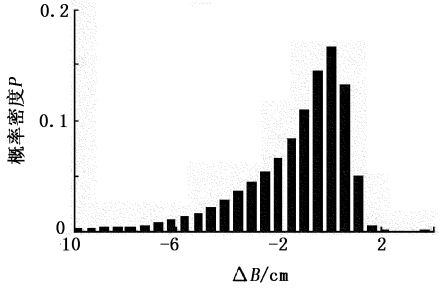

图 4 ΔB 概率密度分布

Fig. 4 Probability density distribution of ΔB

由图 4 可以看出,ΔB 主要集中在 -4 ~ 1 cm 之间,此范围内的数据占总数据的 87.1%,说明 B 和 B_y 在绝大多数的数据内符合度良好。

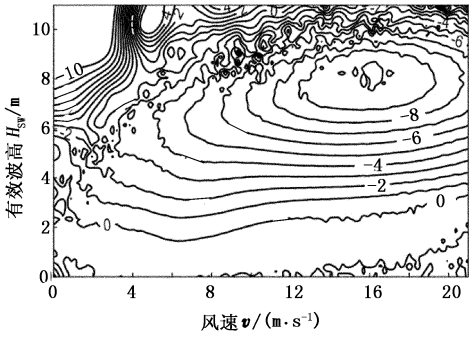

图 5 ΔB 随 H_{sw} 和 v 的变化

Fig. 5 Variation of ΔB with H_{sw} and v

由图 5 可看出,B 和 B_y 在绝大多数的 H_{sw}、v 范围内符合度良好,尤其是 H_{sw} 在 0 ~ 5 m 范围内,此海况条件下 ΔB 主要集中在 -4 ~ 1 cm 之间。

4　结束语

基于 JASON-1 数据研究了海况偏差校正参数模型,利用线性回归的方法确定了各模型的参数估计值,经评价、筛选得到最优模型是 M123456,该模型解释方差为 39.61 cm^2。通过与 JASON-1 GDR 数据中采用非参数模型所得的海况偏差值比对,得到整体标准偏差 S 为 2.39 cm,在绝大多数海况条件下两者符合度良好。因此,该模型可以用于 JASON-1 高度计的海况偏差校正。

参考文献:

[1] GASPAR P, OGOR F, Le TRAON P Y, et al. Estimating the sea state bias of the TOPEX and POSEIDON altimeters from crossover differences [J]. Journal of Geophysical Research, 1994,99:24981-24994.

[2] LABROUE S, GASPAR P, DORANDEU J, et al. Non parametric estimates of the sea state bias for the Jason-1 radar altimeter [J]. Marine Geodesy, 2004, 27(3/4): 453-481.

[3] JACKSON F C. The reflection of impulses from a nonlinear random sea [J]. Journal of Geophysical Research, 1979,84:4939-4943.

[4] BARRICK D E, LIPA B J. Analysis and interpretation of altimeter sea echo [J]. Adv Geophys, 1985,27:60-99.

[5] SROKOSZ M A. On the joint distribution of surface elevation and slopes for a nonlinear random sea, with an application to radar altimetry [J]. Journal of Geophysical Research, 1986,91:995-1006.

[6] RODRIGUEZ E, KIM Y, MARTIN J M. The effect of small-wave modulation on the electromagnetic bias [J]. Journal of Geophysical Research, 1992,97:2379-2389.

[7] GLAZMAN R, FABRIKANT A, SROKOSZ M. Numerical analysis of the sea state bias for satellite altimetry [J]. Journal of Geophysical Research, 1996,101:3789-3799.

[8] ELFOUHAILY T, CHAPRON B, KATSAROS K, et al. Weakly nonlinear theory and sea state bias estimations [J]. Journal of Geophysical Research, 1999,104:7641-7647.

[9] ELFOUHAILY T, THOMPSON D R, CHAPRON B, et al. Improved electromagnetic bias theory [J]. Journal of Geophysical Research, 2000,105:1299-1310.

[10] WARNICK K F, MILLET F W, ARNOLD D V. Physical and geometrical optics for 2-D surface with power-law height spectra [J]. IEEE Trans Antennas Propag, 2005,53(3):922-932.

[11] MILLET F W, WARNIC K F, NAGEL J R, et al. Physical optics-based electromagnetic bias theory with surface height-slope cross-correlation and hydrodynamic modulation[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2006,44(6):1470-1483.

[12] NAENNA Praphun, JOHNSON Joel T. A Monte Carlo study of altimeter pulse returns and the electromagnetic bias[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2010,48(8):3218-3224.

[13] FU L L, CAZENAVE Anny. Satellite altimetry and earth sciences: a handbook of techniques and applications [M]. Academic Press, 2001:57-64.

[14] WITTER D L, CHELTON D B. A Geosat altimeter wind speed algorithm and a method for altimeter wind speed algorithm development [J]. Journal of Geophysical Research, 1991a,96:8853-8860.

[15] RAY Richard D, KOBLINSKY C J, CHESTER J. On the sea-state bias of the Geosat altimeter [J]. Journal of Atmospheric and Oceanic Technology, 1991, 8: 397-408.

[16] FU L L, GLAZMAN R. The effect of the degree of wave development on the sea state bias in radar altimetry measurement [J]. Journal of Geophysical Research, 1991,96:829-834.

[17] RAY R D, KOBLINSKY C J, BECKLEY B D. On the effectiveness of Geosat altimeter corrections [J]. Int J Remote Sens, 1991,12:1979-1984.

[18] CHELTON D B. The sea state bias in altimeter estimates of sea level from collinear analysis of TOPEX data [J]. Journal of Geophysical Research, 1994, 99: 24995-25008.

[19] GASPAR P, FLORENS J P. Estimation of the sea state bias in radar altimeter measurements of sea level: results from a new non parametric method [J]. Journal of Geophysical Research, 1998,103:15803-15814.

[20] GASPAR P, LABROUE S, OGOR F, et al. Improving nonparametric estimates of the sea state bias in radar altimeter measurements of sea level [J]. JAOT, 2002, 19:1690-1707.

[21] SCHARROO R, LILLIBRIDGE J. Non-parametric sea-state bias models and their relevance to sea level change studies. Proceedings of the 2004 Envisat & ERS Symposium, Salzburg, Austria, September 6-10, 2004 [C/OL]. [2011-05-10] http://earth.esa.int/workshops/salzburg04/papers_posters/2P05_1_scharroo_198r.pdf.

(下转第 196 页)