基于整周模糊度概率特性的有效性检验

张　勤[①]，陈永奇[②]
(① 长安大学地质工程与测绘工程学院，西安；② 香港理工大学土地测量与地理资讯系，香港)

【摘　要】准确确定载波相位整周模糊度是快速高精度 GPS 定位的关键，已有的检验 GPS 整周模糊度有效性的方法几乎均是基于其为非随机常量建立的，因而都存在一定的缺陷。本文在研究整周模糊度概率特性的基础上，提出一种基于 LABMBAD 算法的整周模糊度概率分布函数的检验方法。实际演算表明该方法简单有效，统计概念明确。

【关键词】整周模糊度；有效性检验；概率分布函数
【中图分类号】P22　　【文献标识码】A　　【文章编号】1009－2307(2003)02－0016－04

1　引言

高精度的 GPS 载波相位定位是基于整周模糊度的正确解算，特别是在快速或动态定位中，由于高精度 GPS 卫星相对用户接收机位置在短时间内的变化量非常微小，那么实数整周模糊度将使其难以与基线坐标相分离，并将严重影响 GPS 定位精度。然而，一旦整周模糊度以整数正确确定，将大大改善 GPS 定位精度。因此，GPS 载波整周模糊解算是精密定位的关键技术之一。整周模糊度的解算包括参数估计和有效性检验两部分。整周模糊度的参数估计，就是采用一定的数学计算方法搜索求解未知参数——整周模糊度的过程。近年来，各国学者提出了多种快速解算整周模糊度的方法，如：快速整周模糊度解算法（FARA）、最小二乘搜索法（LSSA）、模糊度函数法（AFA）、最小二乘整周模糊度不相关法（LAMBDA）等。LAMBDA 为其中快速且有效的整周模糊度解算法。

在整周模糊度的参数估计中，通常是以最小二乘为估计准则。但是，由于载波相位观测中包含有多种误差，所求得的整周模糊度不一定是正确的，必须对其进行检验，这就是所谓的整周模糊度有效性（确认）检验。

整周模糊度的确认性检验主要依赖于对具有最小残差二次型的模糊度和具有次小方差残差二次型的模糊度差异显著性比较进行，已有的检验方法有：验后方差比，即以最小验后方差和次小验后方差之比作为检验量 F，选取经验值或 F 分布的 C 为检验临界值检验显著性差异，实际中该方法应用最为广泛；此外还有极大似然法；χ^2 检验和 F 检验的方法；基于模型可分离度的检验方法等。以上所有的检验几乎均是基于统计检验且认为整周模糊度为确定的常量，事实上由于整周模糊度是相位观测值的函数，因而也是随机变量，因此，这些检验量无论在检验统计量的性质上还是在检验的有效性上均存在缺陷，不能够较准确地确定整周模糊度。

本文在首先讨论整周模糊度的概率特性和介绍适应于"OTF"定位技术的最小二乘整周模糊度不相关算法（LAMBDA）的基础上，给出了基于整周模糊度概率分布的检验方法。用该法进行实际整周模糊度有效性检验，并与验后方差比和极大似然法对比，表明该方法简便有效，且统计概念明确。

2　GPS 整周模糊度的概率特性

由于 GPS 整周模糊度为离散的整数量，因此人们总是将或近似地将其视为确定的常数量，绝大多数整周模糊度统计检验量也是基于此而得到的。事实上，尽管整周模糊度为整数，但是，因为其是由服从正态分布的随机观测值求得的，因此，它仍然是随机向量，整周模糊度是有着自己的概率分布和概率函数的随机向量。

2.1　整数最小二乘整周模糊度的概率分布

假设 GPS 相位观测向量 y 为服从正态分布的向量，其数学期望和方差阵分别为：

$$E\{y\} = Ax + BN, \qquad D\{y\} = Q_y \tag{2.1}$$

式中，N 为整周模糊度。

由观测方程求出的整周模糊度最小二乘浮动解 $\hat{N}$，为具有期望 N（N 为整数）和方差－协方差阵 $Q_{\hat{N}}$ 的随机变量，而 $\hat{N}$ 的多维正态概率密度函数为：

$$P_{\hat{N}} = \frac{1}{\sqrt{\det(Q_{\hat{N}})} \times (2\pi)^{\frac{1}{2}n}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\|\hat{N}-N\|^2_{Q_{\hat{N}}}\right\} \tag{2.2}$$

式中二次加权范数 $\|\cdot\|^2 = (\cdot)^T Q_{\hat{N}}^{-1}(\cdot)$，且 $N \in Z^m$，Z^m 为 m 维整数空间。

在整数最小二乘条件下：

$$(\hat{N}-N)^T Q_{\hat{N}}^{-1}(\hat{N}-N) = \min \tag{2.3}$$

解得的整数整周模糊度 $\hat{N}_I$ 为观测值或浮动解的函数：

$$\hat{N}_I = F(y) = G(\hat{N}) \tag{2.4}$$

因此，整数最小二乘整周模糊度为随机向量，即浮动解 $\hat{N}$ 和整数解 $\hat{N}_I$ 均为随机变量，尽管两者在分布上存在差异，$\hat{N}$ 为连续型分布，而 $\hat{N}_I$ 为离散型。由连续随机向量 $\hat{N}$ 求离散随机向量 $\hat{N}_I$ 的过程实际上是一个由许多到一的投影过程，意味着不同的实数整周模糊度值投影为相同的整数向量，为进一

收稿日期：2002－07－20

步说明此问题，对每个向量 $N\in Z^m$ 定义一个子空间 $S_z\subset R^m$，有：

$$S_z=\{x\in R^m\mid z=F(x)\},z\in Z^m \tag{2.5}$$

该子空间包含所有由 F 投影到相同 $N\in Z^m$ 的实数整周模糊度向量，因此：

$$\hat{N}\in S_z\Leftrightarrow \hat{N}=z \tag{2.6}$$

同时满足于：

$$S_{z_i}\cap S_{z_j}=\{0\},\quad i\neq j$$

$$R^m=\bigcup_{z\in Z^m}S_z,$$

即各子空间无共同域，且联合涵盖了整个 Rm 空间。Teunissen (1996) 提出了整数最小二乘整周模糊度的概率分布函数为：

$$P(\hat{N}_I=z)=P(\hat{N}\in S_z)=\int_{S_z}\frac{1}{\sqrt{\det(Q_{\hat{N}})(2\pi)^{\frac{1}{2}m}}}\exp\left\{-\frac{1}{2}\|x-N\|^2_{Q_{\hat{N}}}\right\}dx,N,z\in Zm \tag{2.7}$$

整数最小二乘整周模糊度的这种离散分布不是高斯正态分布，Teunissen (1999) 定义其为整数正态分布。

2.2　整周模糊度分布的概率特性

在所有的整周模糊度的概率分布函数中，$P(\hat{N}_I=N)$ 是其中最重要的概率分布函数，其表明了可获得正确整数整周模糊度的概率。由 (2.3) 式和 (2.7) 式可以得出结论，获得正确整数估值的概率总是大于获得其他错误 (不正确) 整数的估值的概率，即满足：

$$\max_{z\in Z^m}P(\hat{N}_I=z)=P(\hat{N}_I=N) \tag{2.8}$$

该性质对我们推断是否能求得整周模糊度是非常重要的。但仅是知道 $P(\hat{N}_I=N)$ 为最大，对于判断能否成功地解得整周模糊度还不够，还需要知道其概率的具体值，并检查其是否近接于 1 (即：$P(\hat{N}_I=N)\approx 1$？)。

由 (2.7) 式知，具有整数正态分布的整周模糊度，为对称分布且具有无偏性，即：

$$P(\hat{N}_I=N-z)=P(\hat{N}_I=N+z),\forall z\in Z^m$$

$$E\{\hat{N}_I\}=E\{\hat{N}\}=N$$

由定义给出整数最小二乘的方差—协方差阵：

$$Q_{\hat{N}}=\sum_{z\in Z^m}(z-N)(z-N)^TP(\hat{N}=z) \tag{2.9}$$

该方差阵实际上为不正确整数估计的概率。因此，如果不正确估计的概率越大，则整数整周模糊度精度越差。相反，如果整数整周模糊度的方差越小，则获得正确整数估计的概率越大，概率与方差之间有不等式：

$$P(\hat{N}=N)\geqslant 1-\frac{1}{n}\operatorname{trace}Q_{\hat{N}} \tag{2.10}$$

上式表明，如果方差很小，则获得正确整数估计的概率将接近于 1。

估计整数的整周模糊度的概率分布函数的值对判断成功的获得整周模糊度解的可能性极为重要，但是，在大多数情况下，其概率值是非常难以由 (2.7) 式精确求得的，这是由于积分区域 S_z 的几何形状是相当复杂的。仅对于几种特别的情况，方能推估正确整周模糊度估值的概率，如最小二乘整周模糊度不相关法 (LAMBDA) 就是即为其中之一。为了说明 LAMBDA 的概率分布估值，下面简要介绍 LAMBDA 法。

3　整周模糊度的 LAMBDA 法

绝大多数整周模糊度是与接收机位置参数及其钟差等一起依据最小二乘参数估计求出整周模糊度的实数解 (浮动解)，然后利用"浮动解"及相应的方差—协方差阵构成整数整周模糊度的搜索空间，在所有可能的候选值中以最小残差二次型为准则选出正确的整周模糊度。在以上整周模糊求解中，对于短时间动态定位，其浮动解的精度较差，相应方差—协方差相关性强，导致搜索体积相当大，搜索工作量大和搜索时间长。针对这个问题研究者提出了多种方法。最小二乘整周模糊度不相关法 (LAMBDA) 就是其中最有效的方法之一。

LAMBDA 法是基于当整周模糊度为不相关时，最小方差二次型最小 (2.3) 成为：

$$\sum_{i=1}^{m}(\hat{N}_i-N)^2/\sigma^2_{\hat{N}(i,i)}=\min,\quad N_1,N_2,\cdots N_m\in Z^m \tag{3.1}$$

式中 $\hat{N}_{(i,i)}$，即当整周模糊度的协方差—协方差阵为对角阵时，整数整周模糊度变为实数浮动解的最近整数的简单取整，通过特征值分解将整周模糊度的强相关方差—协方差阵对角化，使强相关的整周模糊变为不相关，达到大大缩小整周模糊度的搜索范围的目的。为此，LAMBDA 采用了一种序贯条件最小二乘估计：

$$\hat{N}_{i/I}=\hat{N}_i-\sum_{j=1}^{i-1}\sigma_{\hat{N}(i,j/J)}\sigma^{-2}_{\hat{N}(j/J,j/J)}(\hat{N}_{j/J}-\hat{N}_{(I)j}) \tag{3.2}$$

式中：$\hat{N}_{(I)j}$ 为最接近 $\hat{N}_{j/j}$ 的整数，($j=1,2,\cdots j-1$) 不相关，为浮动解，$\hat{N}_{i/I}$ 与其它所有 $\hat{N}_{i/J}$ 不相关。

由 (3.2) 得到的 $\hat{N}_{i/I}$ 的一个重要特性是相互独立，即其方差—协方差阵为对角阵。(3.2) 式实际上是一个 Cholesky 分解过程，即：

$$\hat{N}=L\hat{N}',\qquad Q_{\hat{N}}=LQ_{\hat{N}'}L^T \tag{3.3}$$

式中：$\hat{N}'=(\hat{N}_1,\hat{N}_{2/1},\cdots,\hat{N}_{m/M})$，$Q_{\hat{N}'}$ 为对角阵 $Q_{\hat{N}'}=\operatorname{diag}(\cdots,\sigma^2_{\hat{N}(i/I)},\cdots)$；L 为下三角阵 $l_{(i,i)}=1$，$l_{(i,j)}=0$ ($1\leqslant i\leqslant j\leqslant m$)，和 $l_{(i,j)}=\sigma_{\hat{N}(i,j/J)}\sigma^{-2}_{\hat{N}(j/J,j/J)}(1\leqslant j\leqslant i\leqslant m)$，由于 $\hat{N}'$ 中各元素相互独立，类似 (3.1) 可得：

$$\sum_{i=1}^{m}(\hat{N}_{i/I}-N_{(I)i})^2/\sigma^2_{\hat{N}(i/I,i/I)}=\min \tag{3.4}$$

利用 (3.4) 式的准则，可得整数最小二乘整周模糊的新搜索空间：

$$\sum_{i=1}^{m}(\hat{N}_{i/I}-N_I)^2/\sigma^2_{\hat{N}_{i/I}}\leqslant\chi^2 \tag{3.5}$$

即搜索空间和相应的解的候选值数由一组 χ^2 值控制，由于动态短时间间隔的 GPS 观测值的方差较大，因此，发现利用 (3.5) 进行最小残差估值仍不是很有效。为了使解变得简单方便，LAMBDA 法利用转换矩阵 Z 构成整周模糊度的新参数，该转换矩阵 Z 应满足如下三个条件：①该矩阵的各元素

和它的逆均应为整数值;②转换应保持体积不变;③转换应使所有整周模糊度的方差乘积减小。以确保整周模糊的正确。那么转换后的整周模糊度参数及相应的方差—协方差阵为:

$$N^{*}=ZN,\ \hat{N}^{*}=Z\hat{N},\ Q_{\hat{N}^{*}}=ZQ_{\hat{N}}Z^{T} \tag{3.6}$$

利用转换后的参数 N^{*} 和方差 $Q_{\hat{N}^{*}}$ 再代入式(4.2)、式(4.5)解出转换后的整周模糊度的整数最小二乘解,$\hat{N}_{I}^{*}$,$i=1,2,\cdots W$。再对(3.6)式求逆:

$$\hat{N}=Z^{-1}\hat{N}^{*}$$

即可求得原整周模糊度。

总之,LAMBDA 法求解,整数整周模糊度分为三步:首先,由转换矩阵 Z 将整周模糊度浮动解转换为新参数,该转换矩阵具有体积不变积整数的特性;再由序贯条件最小二乘估计求出转换后的整数整周模糊度;最后,由转换矩阵 Z 的逆求出原整周模糊度。该方法基于转换下的参数求序贯条件最小二乘,有效地避免了大量无用候选值,大大提高整数整周模糊度的搜索速度。

4 基于整周模糊度概率分布的有效性检验法

多数整周模糊度的确认检验是以最小残差二次型与次小残差二次型构成统计量,完全不考虑它们的概率分布,因此,它的统计特性不准确,且不能有效地检验确认最优整数整周模糊度解。为此,本文在研究整数估值概率特性及其浮动解方差—协方差阵的关系基础上,提出一个基于整周模糊度概率分布函数的有效性检验方法。

由前所述,整周模糊度是整数空间下的离散变量,它们的概率也是离散分布函数。在概率分布函数中,对应正确整数整周模糊度的概率值,即 $P(\hat{N}_{I}=N)$ 是最重要的概率,由此概率值可知获得正确整周模糊度的可能性。在大多数情况下,难以求得整数整周模糊度概率函数的精确值。但是,当整周模糊度相互独立,即方差—协方点阵为对角阵对,采用取整法求整周模糊度时,其所对应概率值可精确求得:

$$P(\hat{N}_{I_R}=z)=\int_{(z-N)-\frac{1}{2}}^{(z-N)+\frac{1}{2}}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\hat{N}}}\exp\left\{-\frac{1}{2}\hat{N}^{2}/\sigma_{\hat{N}}^{2}\right\}d\hat{N} \tag{4.1}$$

该概率是以整数值中心长度为1的区间内正态分布的积分值。那么对于取整法正确整数整周模糊度概率为:

$$P(\hat{N}_{I_R}=N)=P\left(|\hat{N}_{I_R}-N|\leqslant\frac{1}{2}\right) \tag{4.2}$$

由(4.1)式可得:

$$P(\hat{N}_{I_R}=N)=2\Phi\left(\frac{1}{2\sigma_{\hat{N}}}\right)-1 \tag{4.3}$$

式中:$\Phi(x)=\int_{-\infty}^{x}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}z^{2}\right)dz$

由(4.3)式可知正确整数整周模糊度的概率与均方差成反比。

对于 m 维不相关整周模糊度的取整法,相应的正确整数向量的概率为:

$$P(\hat{N}_{I_R}=N)=P\left(\cap_{i}^{n}\left\{|\hat{N}_{I_i}-N|\leqslant\frac{1}{2}\right\}\right) \tag{4.4}$$

$$P(\hat{N}_{I_R}=N)=\prod_{i=1}^{m}\left(2\Phi\left(\frac{1}{2\sigma_{\hat{N}_i}}\right)-1\right) \tag{4.5}$$

实际中整周模糊度向量几乎均是相关的,可采用序贯条件最小二乘(4.2)式估计 N_I,使求得向量 $N_{i|I}$ 相间相互独立,则以 $\sigma_{\hat{N}_{i/I}}$ 代入(4.5),可得对应的正确整数估计的概率。

虽然由(4.5)式可以精确得到整数估计的概率,但该概率值不是一个不变的量,因为条件方差排在前面三个的条件方差最大,其余的均非常小,整周模糊度的概率随排列的次序而变,因此,难以用于整周模糊度有效性判断。LAMBDA 法通过(3.6)的参数变换使在减小整周模糊度相关性的同时,使方差变的平缓,再用贯序条件取整法估计参数 $\hat{N}_{i/I}^{*}$,由此求得的正确整数估计向量的概率则近似为不变量:

$$P(\hat{N}_{I}^{*}=N^{*})=P\left(\cap_{i=1}^{m}\left\{|\hat{N}_{i/I}^{*}-N_{i}|\leqslant\frac{1}{2}\right\}\right) \tag{4.6}$$

式中:

$$\begin{aligned}P(\hat{N}_{i/I}^{*}=N_{i}^{*})&=\int_{-\frac{1}{2\sigma_{i/I}^{*}}}^{+\frac{1}{2\sigma_{i/I}^{*}}}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}z^{2}\right)dz\\&=2\Phi\left(\frac{1}{2\sigma_{i/I}^{*}}\right)-1\end{aligned} \tag{4.7}$$

同时可以求得次小残差二次型的概率式:

$$\begin{aligned}P(\hat{N}_{i/Isec}^{*}=N_{i}^{*})&=\int_{-\frac{1}{2\sigma_{i/I}^{*}}}^{+\frac{3}{2\sigma_{i/I}^{*}}}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}z^{2}\right)dz\\&=2\Phi\left(\frac{1}{2\sigma_{i/I}^{*}}\right)-1\end{aligned} \tag{4.8}$$

可得整数整周模糊度向量的概率:

$$P(\hat{N}_{I}^{*}=N)=\prod_{i=1}^{m}\left(2\Phi\left(\frac{1}{2\sigma_{\hat{N}_{i/I}}}\right)-1\right) \tag{4.9}$$

因此对于 LAMBDA 法整周模糊度估计可采用(4.7)、(4.8)和(4.9)式或求其概率并进行有效性检验。其检验方法为,由于只有当整周模糊度向量估值的概率非常接近于1,该估值才极有可能是正确的,而实际中每个整周模糊度的概率总是小于或等于1,因此,整周模糊度向量的总概率将随着元素 i 的增加而变小。为了确保检验的有效性,定义如下检验临界值。

$$\begin{aligned}&P(\hat{N}_{i/I}^{*}=N_{i}^{*})\geqslant 0.99,\quad i=1,2,\Lambda,m\\&P(\hat{N}_{I}^{*}=N^{*})\geqslant 0.98\\&P(\hat{N}_{I_{min}}^{*}=N^{*})>P(\hat{N}_{I_{sec}}^{*}=N^{*})\end{aligned} \tag{4.10}$$

即当估计向量中的每个整周模糊度的概率均大于0.99,向量的总概率为大于0.98,且具有最小残差的概率大于次小残差的概率,则认为具有最小残差的整周模糊度为正确的参数,否则认为不能确认整数整周模糊度。实际检验的结果表明,此方法的方法是有效的。

5 LAMBOA 解有效性检验与比较

在两个相距13km的测站上,采用双频接收机,连续观测了8颗卫星,采样间隔为5秒钟,共观测了250分钟(50个历元的观测值),可得其正确的整周模糊度,列于表1。将观测值按单频、双频的4、5、6、7、8颗卫星分为10组,用 LAMBDA 法分别计算5、10、20、30、40、50个式的整周模糊度值,并分别用最小残差与次小残差之比、极大似然法和整周模糊度概率法进行检验及对比,经检验发现在60组整周模糊度的检验中,残差比法检验失败的共计12次(临界值取2),其中"I类检验

错误（去真）”9 次，“Ⅱ类检验错误（纳伪）”3 次；极大似然法检验失败的共计 10 次（置信水平度 $\alpha=0.01$），其均为“Ⅰ类检验错误”；基于整周模糊度概率的检验法中不正确检验共有 5 次。表 2 列出的是单频接收 5 颗卫星的检验结果。表中前一部分的第一、二、三列分别为具有最小、次小残差的整周模糊度值及相应的方差，而后三行的第一行为残差比检验分别为最小、次小残差值及两者的比值；第二行为极大似然法检验，给出似然值并检验是否大于临界值 W_α，大于则认为具有最小残差的整周模糊度正确；第三行为概率检验法，给出第一个整周模糊度的概率值，第二个整周模糊度的概率值和总概率值，临界值由式(4.10)给出。由实例检验及对比，可看出概率检验法更为有效。

表 1　整周模糊度双差解

整周模糊度	N_{I_2}	N_{I_3}	N_{I_4}	N_{I_5}	N_{I_6}	N_{I_7}	N_{I_8}
L_1 频率	73	21	－51	－47	0	16	－11
L_1 频率	－61	33	－10	－64	0	24	12

表 2　单频 5 颗卫星的整周模糊度解有效性检验

	5 个历元			10 个历元			20 个历元		
	＊残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差	＊残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差	＊残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差
	72	75	8.998	77	78	2.479	78	77	0.341
	20	19	1.595	26	29	0.431	29	26	0.110
	－52	－48	0.783	－48	－47	0.240	－47	－48	0.240
	－49	－51	0.676	－44	－43	0.196	－43	－44	0.196
Ω	0.588	0.601	1.022	0.553	0.849	1.535	1.861	3.891	＊2.091
W	0.010	＜Wα	Fail	0.354	＜Wα	Fail	0.577	＜Wα	Fail
P	0.134	0.306	0.008	0.238	0.945	0.066	0.608	0.878	0.508
	30 个历元			40 个历元			50 个历元		
	＊残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差	残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差	残差最小整周模糊度	残差次小整周模糊度	方差
	73	78	0.0988	73	78	0.0416	73	74	0.0216
	21	29	0.0498	21	29	0.0210	21	24	0.0096
	－47	－47	0.0218	－51	－47	0.0141	－51	－50	0.0107
	－43	－43	0.0112	－47	－43	0.0052	－47	－46	0.0030
Ω	8.443	11.415	1.352	13.462	40.735	3.026	8.605	41.186	4.786
W	0.186	＜Wα	Fail	1.817	＜Wα	＊Fail	2.363	＞ Wα	Ok
P	0.889	0.975	0.867	0.986	0.999	0.985	0.999	1.000	0.999

注：(1)所有加星号“＊”，均表示该结果不正确；

(2)P 行重的第一列值表示第一个整周模糊度的概率，第二列值表示第二个整周模糊度的概率，第三列值表示整周模糊度的总概率值。

参考文献

[1] Kleusberg A, Teunissen P J G. GPS for geodesy[R]. Lecture Note in Earth Sciences, 1998, 60.

[2] CHEN Yong-qi. A useful method on test integer ambiguity estimation [J]. Journal of Wuhan Techinical University of Surveying and Mapping, 1997, (4): 342-344.

[3] Teunissen P J G. On the integer normal distribution of the GPS ambiguities[J]. Artificial Satellites, 1998, 33(2): 1-13.

[4] Teunissen P J G. The probability distribution of the GPS baseline for a class of integer ambiguity estimators[J]. Journal Geodesy, 1999, 73: 275-284.

[5] Shaowei H, Chris R. Validation and rejection criteria for integer least-squares estimation[J]. Survey Review, 1996, 33: 375-382.

[6] Teunissen P J G. Success probability of integer GPS ambiguity rounding and bootstrapping[J]. Journal of Geodesy, 1998, 72: 606-612.

作者简介：张勤（958－），女，北京人，长安大学教授，博士，从事空间大地测量，变形监测及数据处理方面的研究。

On the development of modern geodesy

Abstract: Scientific object of classical geodesy mainly is the determination of the geometric figure, orientation and gravity field of the earth, as well as the positioning, gravity of the points on the earth surface. Whereas the object of modern geodesy is far beyond the object mentioned. All the data in modern geodesy are connected closely with the 4 dimensions: time (epoch) under the condition of long distance, large scope, real time and high accuracy geodetic measurement. Besides now modern geodesy becomes an interdisciplinary geodetic science, and it can provide and process the information necessary for other geosciences, such as geodynamics, planetology, atmospheric sciences, oceanography, tectonic movement and glaciology and so on. The modern geodesy can also provide the data which are usually difficult collected and achieved by the other geosciences mentioned. Now the valuable data may solve some problems which are difficult solved in these geosciences before. As a matter of fact modern geodesy becomes an interdisciplinary geoscience, and it will give more influence and promotion on the other geosciences, planet sciences, and environment sciences.

Key words: modern geodesy; coordinate frame; gravity; climate forecast; GPS

CHEN J. Y. (State Bureau of Surveying and Mapping, Beijing 100830, China)

A study of 3-D terrain VR based on client/server architecture

Abstract: The study on 3-D Terrain VR is a hot topic in Computer Graphic, Geographic Information System and Digital Photogrammetry. The design and implementation of 3-D Terrain VR System is discussed based on Client/Server architecture. The article primarily discussed three problems about 3-D Terrain Data being organized and managed in the database server, 3-D Visualized Terrain application in the client, the connection and data transfer between client and server. After 3-D terrain VR System tested, trial result showed that the design project is available, can provide a kind of way for the further development of 3-D visualized terrain.

Key words: client/server architecture; 3-D terrain VR; database; ODBC

DENG Chun-cheng, LIU Xian-lin, YE Ze-tian (Chinese Academy of Surveying and Mapping, Beijing 100039, China)

Various methods for producing orthophoto out of perspective imagery

Abstract: It is generally believed that the production of Digital Orthophoto Model (DOM) out of perspective imagery must adopt DEM (Digital Elevation Model) -based digital differential rectification method with collinear equations as the mathematical model. According to this principle, DEM is indispensable besides a certain number of control points. This method has become very complete and popular through application, however, it is by no means the unique way. Three other non-DEM methods in connection with various conditions of perspective imagery are proposed and discussed technically in this paper. (1) If the perspective-sensed images are in the form of stereopair, then the parallax can be computed by stereo-image matching and directly applied to differential rectification, bypassing the procedure of making DEM. (2) If the multi-centered images do not meet the requirements of stereopair constitution, but definite spatial distances exist among the centers, then by using the mathematical formula derived in this paper, parallax-based differential rectification on the basis of image matching can be done. Figures and formula illustrate that such ill geometrical condition does not seriously affect the results quality. (3) If the topographic data, such as DRG (Digital Raster Graphics) or DLG (Digital Line Graphics), of the area distributed with dense objects, are available, then orthophoto rectification can be implemented by registering the feature lines out of DRG or DLG with those extracted out of a single image. This method gives rather satisfactory result in the area of smooth relief. Besides, a new method based on mathematical morphology used for the matching of feature lines is also given.

Key words: digital orthophoto model (DOM); digital differential rectification; non-DEM method; perspective imagery, image matching

XUAN Wen-ling, LIN Zong-jian (Chinese Academy of Surveying & Mapping, Beijing 100039, China)

The symbology standards for the electronic cartography

Abstract: Over the past few years, digital process to map design and making become popular, there is the urgent need to promote the guideline or standard for electronic maps compilation, especially in symbol design. For the challenging work, the useful ideas in the international reference and local document were introduced, and past map legend for paper media topographic map would be improved for the specific visual environment. The list of symbol divided into 2 catalogs of content list and shape list. The proposed standard on the symbol list is in the evaluation stage and would be improved with worthwhile comments from cartographic colleagues.

Key words: electronic map; geospatial information; symbol; data standard

WANG Jun, WANG Hong (Chinese Academy of Surveying and Mapping, Beijing 100039, China)

A new approach for the validation based on the probabilistic properties of the integer ambiguity estimation

Abstract: Successful integer carrier phase ambiguity is the key to fast and high precise GPS positioning. The methods that have been used for the validation of the integer ambiguity are almost based that the integer ambiguities are deterministic constants. Therefore, all of them have some shortcomings. In this paper, a new test method has been proposed for the validation of the correct integer ambiguity, which is obtained by the least-squares ambiguity decorrelation approach (LAMBDA). The method is based on the probability of the integer ambiguity and discriminated by the probability of the correct integer ambiguity and the probability of the second likely integer ambiguity. The practical test results showed this method is simple and efficient, and its statistic concept is explicit.

Key words: integer carrier phase ambiguity; the validation test; probability mass function

ZHANG Qin, CHEN Yong-qi (1. Chang' an University, Xi' an; 2. The Hong Kong Polytechnic University, Hong Kong)

Study of the multi-scale display of river based on DEM

Abstract: The paper discusses the research of the multi-scale display of the river. It uses the Strahler algorithm to classify the arc of river firstly, and then extracts the attribute information of elevation-difference and watershed area from DEM, on the base of which it also introduces a method which auto-distinguish the mainstream and ramification of the river, at last the author implemented the multi-scale display to the river in the 1∶25, 0000 database of the NFGIS in experimental region.

Key words: multi-scale display; strahler algorithm; watershed area; mainstream and ramification