

CONTROLE DE QUALIDADE DO AJUSTAMENTO RECURSIVO DE OBSERVAÇÕES GPS EM LINHAS DE BASE CURTAS

Quality control of recursive GPS data adjustment on short baselines

WAGNER CARRUPT MACHADO¹
JOÃO FRANCISCO GALERA MONICO²

¹ wagnercarrupt@ibge.gov.br
IBGE-GGC-UE/SC

² galera@prudente.unesp.br
Departamento de Cartografia
FCT Unesp Campus de Presidente Prudente/SP

RESUMO

O cálculo dos parâmetros envolvidos no processamento de dados GPS pode ser dividido em duas partes: estimação e controle de qualidade. Na estimação, o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) recursivo tornou-se uma solução bastante comum. O controle de qualidade se resume em verificar a consistência das observações em relação ao modelo matemático, identificando a presença de erros não modelados de modo que os mesmos sejam adaptados. No posicionamento relativo, em linhas de base curtas, esses erros podem ser, principalmente, multicaminho na pseudodistância e na fase de batimento da onda portadora, perdas de ciclo na fase e outros erros não modelados. Esse artigo apresenta uma comparação entre duas estratégias de controle de qualidade da estimação recursiva pelo MMQ em linhas de base curtas. Na primeira, utiliza-se um processo estatístico isolado de Detecção, Identificação e Adaptação (DIA) de erros não modelados. Na segunda estratégia emprega-se a Tripla Diferença (TD), para detectar e identificar perdas de ciclo de grande magnitude, em conjunto com o processo DIA. Uma linha de base curta foi processada utilizando-se as duas estratégias. Os resultados mostraram que a adoção da TD na identificação de perdas de ciclo de grande magnitude contribui no desempenho do processo de estimação e controle de qualidade.

ABSTRACT

GPS data processing can be divided in two steps: estimation and quality control. Recursive least square has often been the solution used for the estimation. The

quality control is restricted to verify the relations between observation and mathematical model in order to identify no modeled errors, which should be adapted. For short baselines relative positioning the main errors are caused by pseudorange and carrier beat phase multipath, carrier beat phase cycle slips and other no modeled errors. In this paper a comparison between two recursive least squares quality control strategies for short baselines estimation is presented. In the first one, a statistical process for Detection, Identification and Adaptation (DIA) of no modeled error is used alone. In the second, the Triple Differences (TD) are used for detecting large cycle slips, after this DIA process is carry on. One baseline was processed employing these two strategies. The results showed that the second one improves the estimation process quite well as well as the quality control processes.

1 INTRODUÇÃO

O processo de cálculo de parâmetros a partir de medidas (observações) redundantes, denominado de ajustamento de observações, pode ser dividido em duas partes: estimação e controle de qualidade. A finalidade da primeira é determinar o valor numérico dos parâmetros e de sua qualidade. A segunda parte tem como objetivo identificar a existência de erros não modelados no sistema, visando adaptá-lo.

De um modo geral, o modelo matemático é constituído pelos modelos funcional e estocástico. O modelo funcional descreve as relações existentes entre as observações e os parâmetros, enquanto que o modelo estocástico é utilizado para considerar a variabilidade probabilística das observações (TEUNISSEN, 1998).

A qualidade do resultado do ajustamento é limitada devido à impossibilidade do modelo matemático representar a realidade física com total fidelidade e às imperfeições do sistema de observação. Tais limitações são traduzidas nos erros inerentes às observações, os quais são divididos em três classes: grosseiros, sistemáticos e aleatórios (GEMAEL, 1994).

A descrição dos erros é muito importante para a compreensão dos modelos de ajustamento, mas não ajuda no desenvolvimento de uma estratégia para a detecção de erros. Isto se deve ao fato da impossibilidade de separar os erros no mundo real, de acordo com sua classificação. O processo de estimação proporciona resíduos que possuem uma mistura de todos os tipos de erros. Logo, independentemente da diferença entre a definição de erro grosseiro e *outlier*, para o caso do posicionamento com NAVSTAR-GPS, assume-se que os *outliers* são causados por multicaminho e outros erros de pequena magnitude não modelados.

Nesse caso, os parâmetros de maior interesse a serem estimados no ajustamento são as coordenadas cartesianas tridimensionais (X, Y, Z) dos pontos levantados. Estes parâmetros são vinculados matematicamente com medidas de distâncias e/ou frações de ciclos entre as antenas dos satélites e dos receptores,

através das observáveis pseudodistância e fase de batimento da onda portadora, respectivamente.

Tais observáveis, conforme já citado, estão sujeitas a vários erros sistemáticos: relógios do satélite e receptor, refração na atmosfera, multicaminho, perdas de ciclo posição do satélite e outros de menor magnitude. Neste trabalho, esses erros, com exceção de multicaminho e perda de ciclo, são minimizados através do posicionamento relativo em linhas de base curtas. As observáveis são duplamente diferenciadas, resultando nas observações denominadas duplas diferenças (DD).

No contexto de posicionamento relativo de linhas de base curtas, o controle de qualidade do ajustamento dos dados GPS vai se resumir em detectar e identificar a presença de perdas de ciclo e *outliers*, bem como adaptar o ajustamento quando da ocorrência dos mesmos. Trata-se de um assunto relevante que despertou o interesse da comunidade científica, culminando com a realização de várias pesquisas em nível internacional (LU, 1991; COLLIN & WARNANT, 1995; MERTIKAS & RIZOS, 1997; TEUNISSEN, 1998; BISNATH, 2000; KIM & LANGLEY, 2001; ROBERTS et al, 2002; LEE et al, 2003). No Brasil, podem-se citar as seguintes iniciativas: MACHADO (2001) e MACHADO & MONICO (2002).

Devido à grande quantidade de observações comumente envolvidas na estimação de coordenadas com o GPS, o MMQ recursivo é o método de ajustamento adotado neste trabalho. O controle de qualidade também foi implementado recursivamente, sendo executado concomitantemente ao ajustamento. A grande vantagem de adotar esta estratégia é que ela pode ser utilizada no processamento de dados em tempo real.

Apesar da grande quantidade de trabalhos sobre esse assunto, o mesmo ainda oferece oportunidades de pesquisas, principalmente no que se refere ao processamento de dados de simples frequência, pois a maioria dos métodos desenvolvidos para detectar e corrigir perdas de ciclo até o momento utiliza-se de combinações lineares entre as observáveis das portadoras L1 e L2.

Desta forma, neste trabalho apresenta-se uma comparação entre duas estratégias de controle de qualidade para o ajustamento recursivo de observações GPS da portadora L1. Na primeira, utiliza-se o processo DIA local isoladamente, enquanto que na segunda emprega-se a TD da fase para detectar e identificar perdas de ciclo de grande magnitude, antes de se executar o processo DIA local, o qual é utilizado para detecção de perdas de ciclo de pequena magnitude e outros erros (*outliers*).

Embora o trabalho aborde o controle de qualidade do ajustamento de dados GPS observados com posicionamento relativo de linhas de base curtas, o mesmo pode ser utilizado em outras situações.

Esse trabalho está organizado da seguinte forma: nas seções 2, 3 e 4, apresentam-se a teoria envolvida, contendo o modelo matemático, o ajustamento recursivo e o controle de qualidade através do processo DIA e da TD. Na seção 5

apresentam-se detalhes sobre o rastreamento, os experimentos, as análises e os resultados obtidos. A seção 6 é destinada às conclusões e recomendações.

2 MODELO MATEMÁTICO

Os modelos matemáticos funcionais da pseudodistância e da fase da onda portadora podem ser escritos, respectivamente, por:

$$PD_i^s = \rho_i^s + c(dt_i - dt^s) + Ion_i^s + Trop_i^s + Orb^s + v_{PD_i^s} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \phi_i^s = & -f \left(\frac{\rho_i^s - Ion_i^s + Trop_i^s}{c} \right) + f(dt^s - dt_i) + (\phi_i(t_0) - \phi^s(t_0)) + \\ & + Amb_i^s + \frac{f}{c} Orb^s + v_{\phi_i^s} \dots \dots \dots \quad (2) \end{aligned}$$

onde ρ_i^s representa a distância geométrica entre o satélite, no instante de transmissão do sinal, e o receptor, no instante de recepção do sinal, c a velocidade da luz no vácuo, dt_i o erro do relógio do receptor em relação ao tempo GPS, dt^s o erro do relógio do satélite em relação ao tempo GPS, Ion_i^s representa o erro causado pela ionosfera, $Trop_i^s$ o erro causado pela troposfera, Orb^s o erro da posição do satélite, $v_{PD_i^s}$ os resíduos aleatórios e erros não modelados da medida da pseudodistância, f a frequência da fase, $\phi_i(t_0)$ a fase gerada no receptor na época de referência t_0 , $\phi^s(t_0)$ a fase transmitida pelo satélite na época de referência t_0 , Amb_i^s a ambigüidade e $v_{\phi_i^s}$ os resíduos aleatórios e erros não modelados da medida da fase de batimento da onda portadora. Destaca-se que os efeitos do multicaminho são absorvidos nos resíduos.

Como os sinais GPS sofrem a influência de várias fontes de erros, torna-se necessário adaptar o modelo matemático quando se requer posicionamento com precisão da ordem de cm. Uma opção seria introduzi-los como parâmetros adicionais a serem estimados no ajustamento. No entanto, o posicionamento relativo em linhas de base curtas tem sido uma estratégia bastante utilizada, pois grande parte desses erros é praticamente eliminada pelo processo de dupla diferenciação. As equações das DD da pseudodistância e da fase de batimento da onda portadora, para linhas de base curtas, podem ser escritas, respectivamente, como:

$$PD_{i,j}^{r,s} = \rho_{i,j}^{r,s} + v_{PD_{i,j}^{r,s}} \quad (3)$$

$$\phi_{i,j}^{r,s} = \frac{f}{c} (\rho_{i,j}^{r,s}) + Amb_{i,j}^{r,s} + v_{\phi_{i,j}^{r,s}} \quad (4)$$

onde $\rho_{i,j}^{r,s} = (\rho_i^r - \rho_j^r) - (\rho_i^s - \rho_j^s)$, $v_{PD_{i,j}^{r,s}}$ são os erros não modelados e resíduos aleatórios da medida da DD da pseudodistância, $Amb_{i,j}^{r,s} = (Amb_i^r - Amb_j^r) - (Amb_i^s - Amb_j^s)$ e $v_{\phi_{i,j}^{r,s}}$ são erros não modelados e resíduos aleatórios da medida da DD da fase de batimento da onda portadora. Vale lembrar que o multicaminho não é eliminado no processo de diferenciação.

O modelo estocástico, representado pela Matriz Variância-Covariância (MVC) das DD, é obtido a partir da propagação de covariâncias da MVC das observáveis não diferenciadas. Considerando que as observáveis não diferenciadas não se correlacionam entre si e tenham a mesma precisão, a MVC das DD calculadas pelo método do satélite base, para uma determinada época, é obtida por:

$$Q_{DD} = 2\sigma_{obs}^2 \begin{bmatrix} 2 & 1 & \cdots & 1 \\ 1 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

onde σ_{obs}^2 representa a variância da observação não diferenciada (MONICO, 2000). Destaca-se que a precisão da fase de batimento da onda portadora é cerca de cem vezes melhor que a da pseudodistância.

Este modelo é largamente utilizado nos programas de processamento de dados GPS. No entanto, a correlação entre épocas de coleta de dados e uma ponderação na precisão das observáveis não diferenciadas, levando-se em conta o ângulo de elevação do satélite, podem ser consideradas para melhorá-lo. Além disso, quando o receptor adotar a estratégia de correlação cruzada para demodular o código P da portadora L2, pode-se considerar a correlação entre observáveis (HAN, 1997), (TIBERIUS et al, 1999). Mas estes procedimentos não foram usados neste trabalho.

3 AJUSTAMENTO RECURSIVO

O ajustamento recursivo pelo MMQ, similar ao Filtro de Kalman, possibilita atualizar a solução com inserção de novas observações sem a necessidade de armazenar as observações anteriores. Para tanto, precisa-se de uma estimativa inicial do vetor dos parâmetros, ou vetor de estado, e de sua MVC, denominados por \hat{x}_0 e Ql_{b_0} , respectivamente. No processamento de uma série temporal de dados GPS, \hat{x}_0 e Ql_{b_0} podem ser calculados através do ajustamento convencional utilizando-se a quantidade mínima de dados necessária das primeiras épocas (MONICO, 2000).

A parte de estimação do ajustamento recursivo pode ser dividida em duas etapas: predição e atualização. Na predição, as observações da época atual ainda não são introduzidas no sistema. Na atualização, todas as informações da época sendo processada são utilizadas, inclusive as da predição. Considerando-se um

sistema com m observações a u incógnitas, os vetores de estado predito e atualizado para a época k são calculados por (GELB et al, 1996):

$$\hat{x}_{k/k-1} = \Phi_{k/k-1} \hat{x}_{k-1/k-1} \quad (6)$$

$$\hat{x}_{k/k} = \hat{x}_{k/k-1} + K_{k/k} (I_k - A_k \hat{x}_{k/k-1}) \quad (7)$$

onde Φ é a matriz de transição de ordem $(u \times u)$, K é a matriz ganho de Kalman de ordem $(u \times m)$ e A é a matriz de coeficientes de ordem $(m \times u)$.

As equações para calcular a MVC dos parâmetros preditos e atualizados são dados por:

$$Q\hat{x}_{k/k-1} = \Phi_{k/k-1} Q\hat{x}_{k-1/k-1} \Phi_{k/k-1}^T + Qw_k \quad (8)$$

$$Q\hat{x}_{k/k} = (I - K_{k/k} A_k) Q\hat{x}_{k/k-1} \quad (9)$$

sendo que Qw_k representa a MVC do vetor das correções ao sistema dinâmico e I é a matriz identidade.

A matriz $K_{k/k}$ leva a uma estimativa ótima, sendo calculada pela seguinte equação (GELB et al, 1996):

$$K_{k/k} = Q\hat{x}_{k/k-1} A_k^T (A_k Q\hat{x}_{k/k-1} A_k^T + Qlb_k)^{-1} \quad (10)$$

com Qlb_k sendo a MVC das observações da época k .

Por estar disponível a cada atualização de observação e não ser correlacionado entre épocas, o vetor dos resíduos preditos torna-se atrativo no processo de controle de qualidade recursivo. O vetor dos resíduos preditos e sua respectiva MVC são calculados através de (TEUNISSEN, 1990):

$$v_k = I_k - A_k \hat{x}_{k/k-1} \quad (11)$$

$$Q_{v_k} = Qlb_k + A_k Q\hat{x}_{k/k-1} A_k^T \quad (12)$$

Quando o número de observações da época atual é menor que o número de parâmetros, a matriz $K_{k/k}$ pode ser calculada em função da MVC dos resíduos preditos, neste caso tem-se (MONICO, 2000):

$$K_{k/k} = Q\hat{x}_{k/k-1} A_k^T + (Q_{v_k})^{-1} \quad (13)$$

4 CONTROLE DE QUALIDADE

Assumindo-se que o modelo matemático adotado no processamento de dados GPS seja adequado, o controle de qualidade se resume na verificação da consistência das observações em relação a tal modelo, bem como identificar a presença de erros não modelados para que o mesmo seja adaptado (TEUNISSEN, 1998; TIBERIUS, 1998).

4.1 Teste de hipóteses

O controle de qualidade no processamento de dados GPS, como em outras atividades geodésicas, está vinculado à execução de testes estatísticos, onde uma determinada condição, denominada hipótese nula (H_0), é estabelecida para os

parâmetros a serem testados. A rejeição de H_0 significa a aceitação de uma hipótese alternativa (H_a). A não rejeição da H_0 advém da insuficiência de evidências para rejeitá-la (BAARDA, 1967; TEUNISSEN, 2000).

Ao aceitar o resultado de um teste de hipóteses podem-se cometer dois tipos de erros: o do tipo I e o do tipo II. O erro do tipo I acontece quando se rejeita uma hipótese que na realidade é verdadeira, cuja probabilidade de ocorrência é denominada de nível de significância (α). O erro do tipo II, com probabilidade (β), significa aceitar uma hipótese que na realidade é falsa (TEUNISSEN, 2000).

Calculada pelo complemento de β ($\gamma = 1-\beta$), a potência do teste significa rejeitar H_0 quando esta realmente for falsa.

4.2 Processo DIA

O controle de qualidade, dividido nas etapas de Detecção, Identificação e Adaptação (DIA), pode ser executado concomitantemente com o ajustamento recursivo. Tal processo pode ser dividido em dois: o local, que abrange apenas as observações da época sendo processada, e o global, que leva em consideração todas as observações até a época sendo processada (TEUNISSEN, 1998). O processo DIA global não foi implementado e não será abordado neste artigo. A seguir, apresentam-se as três etapas do processo DIA local.

4.2.1 Detecção

Na etapa de detecção, testa-se H_0 contra H_a com objetivo de verificar a presença de inconsistência entre o modelo matemático e o conjunto de todas as observações da época ora em processamento. Neste teste não se impõe restrição à hipótese alternativa. Portanto, tem-se (TEUNISSEN, 1998):

$$H_0 : E\{\underline{y}_k\} = 0 \quad (14)$$

$$H_a : E\{\underline{y}_k\} \in R^{m_k} \quad (15)$$

A estatística utilizada no teste de detecção local, denominada de *Local Overall Model* (LOM), é dada por (CAMARGO, 1992):

$$T_{LOM}^k = \underline{v}_k^T Q_{v_k}^{-1} \underline{v}_k \quad (16)$$

T_{LOM}^k segue, portanto, a distribuição Qui-quadrado (χ^2) com m_k graus de liberdade quando a H_0 for verdadeira. A inconsistência entre o modelo matemático e as observações é detectada quando a estatística T_{LOM}^k exceder o valor da χ^2 a um determinado nível de significância α_1 .

4.2.2 Identificação

A etapa de identificação tem por objetivo localizar a observação com maior probabilidade de ser responsável pela rejeição da hipótese H_0 do teste de detecção, sendo executada individualmente para cada observação da época sendo processada.

As hipóteses nula e alternativa do teste de identificação podem ser escritas como (TEUNISSEN, 1998):

$$H_0 : E\{y_k\} = 0 \quad (17)$$

$$H_a : E\{y_k\} = c_k \nabla, \nabla \neq 0 \quad (18)$$

onde ∇ é um escalar desconhecido que representa a magnitude do erro e c é um vetor ($m \times 1$) conhecido que está relacionado com o tipo do erro.

A estatística para identificar a observação com maior probabilidade de ter causado a rejeição da H_0 do teste de detecção é dada por (TEUNISSEN, 1998):

$$t_k = \frac{c_k^T Q_{v_k}^{-1} y_k}{\sqrt{c_k^T Q_{v_k}^{-1} c_k}} \quad (19)$$

Quando a hipótese H_0 é verdadeira, t_k tem distribuição normal (N) com média 0. O erro não modelado da observação é identificado quando a estatística t_k exceder o valor crítico dado por: $N_{\alpha_0/2}(0,1)$, com α_0 sendo o nível de significância do teste.

A confiabilidade interna, representada pelo erro mínimo detectável (*Minimal Detectable Biases -MDB*), descreve o erro de menor magnitude que teste de identificação apresentado nesta seção é capaz de detectar, sendo um indicador estatístico sobre a qualidade com que o modelo pode ser validado. Neste caso, o *MDB* é calculado através de (TEUNISSEN, 1998):

$$MDB = \sqrt{\frac{\lambda_0}{c_k^T Q_{v_k}^{-1} c_k}} \quad (20)$$

sendo que λ_0 está relacionado com o parâmetro de não centralidade da distribuição da estatística t_k quando H_a for aceita. Ele é dado em função do nível de significância e da potência do teste α_0 e γ_0 . Neste trabalho adotou-se $\alpha_0 = 0,001$ e $\gamma_0 = 0,80$, resultando em $\lambda_0 = 17,0749$.

4.2.3 Relação entre o nível de significância dos testes de detecção e identificação

Para que o processo de controle de qualidade seja efetuado de maneira adequada é necessário estabelecer uma relação entre o nível de significância dos testes de detecção e de identificação, a qual pode ser determinada através de séries de Bonferroni, truncadas a primeira ordem. Para testes unilaterais a relação entre os níveis de significância é dada por (CHEN, 1983 *apud* CAMARGO, 1992):

$$\alpha_1 = 2m\alpha_0 \quad (21)$$

sendo m o número de graus liberdade e α_1 o nível de significância do teste de detecção.

4.2.4 Adaptação

Caso algum erro seja detectado e identificado, o modelo de observação deve ser adaptado para manter a característica do filtro em proporcionar resultados ótimos. Na adaptação local, é possível eliminar o efeito do erro no vetor de estado filtrado na mesma época em que tal efeito foi detectado e localizado. Neste caso, o vetor de estado adaptado e sua respectiva MVC, para a época k , são calculados, respectivamente, através de (TEUNISSEN, 1998):

$$\hat{x}_{k/k}^a = \hat{x}_{k/k}^0 - K_k c_k \hat{V}_k \quad \text{e} \quad Q_{\hat{x}_{k/k}^a} = Q_{\hat{x}_{k/k}} + K_k c_k \sigma_{\hat{V}_k}^2 c_k^T K_k^T \quad (22)$$

Nesse caso $\hat{x}_{k/k}^0$ é o vetor inicial dos parâmetros aproximados da época k , K_k é a matriz ganho de Kalman, \hat{V}_k é a estimativa do erro identificado, $Q_{\hat{x}_{k/k}^a}$ é a MVC dos parâmetros filtrados e $\sigma_{\hat{V}_k}^2$ é a variância de \hat{V}_k .

A estimativa do erro e sua variância são calculadas, respectivamente, através de (TEUNISSEN, 1998):

$$\hat{V}_k = t_k / \sqrt{c_k^T Q_{v_k}^{-1} c_k} \quad \text{e} \quad \sigma_{\hat{V}_k}^2 = 1 / c_k^T Q_{v_k}^{-1} c_k \quad (23)$$

Após o processo de adaptação, o filtro retorna à condição dada pela hipótese H_0 , ou seja, pela equação (14) e todo o processo deve ser repetido.

A etapa de adaptação é suficiente na ocorrência de *outlier*. Porém, como a perda de ciclo afeta todas as observações subseqüentes, apenas adaptar o filtro para a época em questão não é suficiente. Para este caso há duas alternativas, corrigir as observações da perda de ciclo ou adicionar uma nova incógnita ao ajustamento.

Ressalta-se que corrigir a perda de ciclo das observações tem praticamente o mesmo significado que solucionar suas ambigüidades. A maioria dos métodos de correção da perda de ciclo utiliza combinações lineares entre as observações das duas frequências (BISNATH, 2000; KIM & LANGLEY, 2001). Portanto, não é possível aplicá-los em dados de simples frequência.

Embora a opção de adicionar uma nova incógnita no ajustamento para cada perda de ciclo identificada não seja o ideal, essa foi a solução adotada neste trabalho. Como as observações de fase de batimento da onda portadora também estão susceptíveis a *outliers*, a perda de ciclo somente é identificada quando a hipótese nula do teste de identificação (seção 4.4.2) da mesma observação for rejeitada em 15 épocas subseqüentes, evitando que muitas incógnitas sejam adicionadas no ajustamento sem necessidade.

4.3 Tripla Diferença

O comportamento temporal da TD da fase obtida a partir da diferença entre duas DD de épocas adjacentes apresentará um salto quando da ocorrência de perda de ciclo. Esta característica possibilita a sua utilização na detecção e identificação

desse tipo de erro. A observação da TD da fase de batimento da onda portadora pode ser escrita como:

$$TD \phi_{i,j}^{r,s} = \left[\left(\phi_{i,j}^{r,s} \right) t - \left(\phi_{i,j}^{r,s} \right) t_0 \right] + v_{TD \phi_{i,j}^{r,s}}, \quad (24)$$

sendo que t_0 representa a época anterior e t a época sendo processada.

No entanto, salienta-se que o valor máximo da diferença entre as TDs para detectar/identificar a perda de ciclo deve ser adotado com critério. Se o valor for muito pequeno, um *outlier* pode ser detectado como perda de ciclo. Por outro lado, se o valor for muito elevado, algumas perdas de ciclo podem não ser identificadas, o que pode prejudicar o desempenho do ajustamento. Neste trabalho, o valor adotado foi 3 m, mas necessita-se de investigações adicionais.

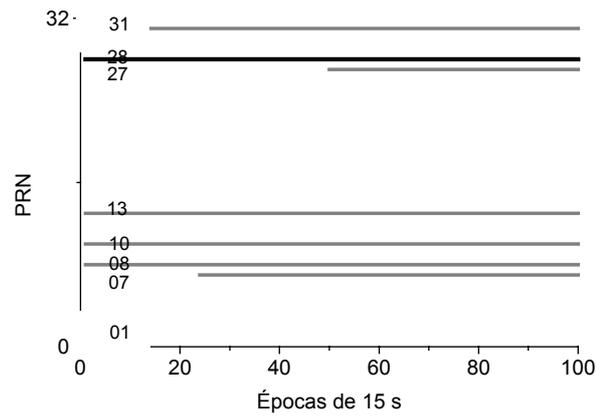
5. EXPERIMENTOS, RESULTADOS E ANÁLISES

Nesta seção faz-se uma análise comparativa do desempenho do controle de qualidade realizado através do processo DIA e deste em conjunto com a TD (DIA+TD). Para tanto, as duas estratégias foram implementadas e testadas no software GPSeq, em desenvolvimento na FCT/UNESP, constando inclusive com aplicações cinemáticas (MACHADO, 2001). Nesse software foram processados dados de uma linha de base com, aproximadamente, 3 km de comprimento, cujo método de posicionamento foi o relativo estático.

Os dados foram coletados com receptores de simples frequência na cidade de Franco da Rocha, região norte da grande São Paulo. O rastreio foi realizado no dia 6 de julho de 2002. A máscara de elevação adotada foi de 15° e 10° para o receptor móvel e de referência, respectivamente, com taxa de gravação de 15 segundos.

Observando-se as características do levantamento, verifica-se que os dados não devem estar contaminados com efeitos atmosféricos (ionosfera e troposfera) e com erro na órbita dos satélites, tendo em vista o pequeno comprimento da linha de base. Logo, os sinais refletidos e as perdas de ciclo devem ser as principais fontes de erro remanescentes nos resíduos.

A figura 5.1 mostra, de forma cronológica, os satélites que foram rastreados simultaneamente nas duas estações.

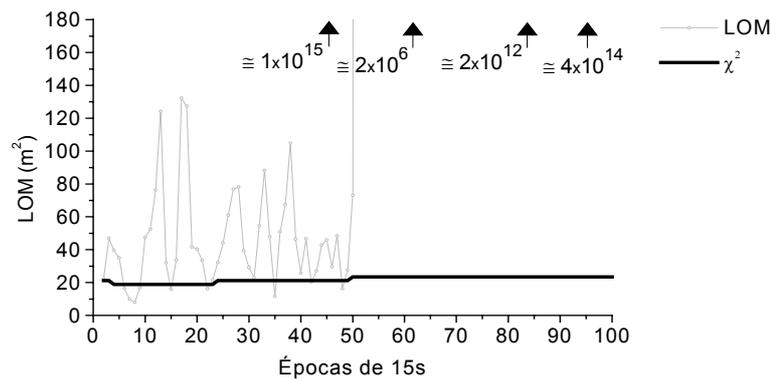
Figura 5.1 – Satélites rastreados

Destaca-se que, devido ao fato de estar com maior ângulo de elevação inicial, o PRN 28 foi escolhido como satélite base no cálculo das DD.

5.1 Controle de qualidade do ajustamento

5.1.1 Processo DIA

Inicialmente, apresentam-se os resultados obtidos com a utilização apenas do DIA local. A figura 5.2 mostra o comportamento temporal da estatística LOM em conjunto com o respectivo valor da χ^2 .

Figura 5.2 - Estatística LOM x χ^2 (DIA)

Analisando-se a figura 5.2 observa-se que na 51ª época ocorre um salto da ordem de 1×10^{15} no comportamento da estatística LOM, caracterizando a ocorrência de uma discrepância relevante entre o modelo matemático e as observações, pois o valor da distribuição χ^2 para este caso é da ordem de 23,5. Isto conduz à rejeição da hipótese nula do teste de detecção (seção 4.2.1). Embora não seja visível no gráfico, as maiores discrepâncias continuam ocorrendo até a 66ª época. Momento em que a discrepância diminui para um valor em torno de 2×10^6 , permanecendo neste patamar até a época 88. No intervalo entre as épocas 88 e 99 o valor da LOM permanece na casa dos 2×10^{12} . Ocorre novo pico na época 100, instante em que a LOM atinge valor próximo de 4×10^{14} .

Ocorrendo rejeição da H_0 (Eq. 14), passa-se para a etapa de identificação da sua possível causa. Ressalta-se que o valor da distribuição normal é constante durante o teste de detecção. No nível de significância adotado neste trabalho este valor é de 3,29. A tabela 5.1 mostra os valores máximo, mínimo e médio da estatística de identificação e do MDB das DD da fase de batimento da onda portadora e pseudodistância.

Tabela 5.1 - T_k e MDB das observações (DIA)

PRN	01	07	08	10	13	27	31	
Fase	t_{kmax}	1,37	$1,1 \times 10^7$	$3,0 \times 10^7$	$1,5 \times 10^7$	$2,3 \times 10^7$	$2,1 \times 10^7$	$3,4 \times 10^7$
	t_{kmed}	1,31	$8,7 \times 10^5$	$2,0 \times 10^6$	$1,2 \times 10^6$	$1,6 \times 10^6$	$1,1 \times 10^6$	$2,8 \times 10^6$
	t_{kmin}	1,26	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	MDB_{max}	0,03	0,72	0,62	1,32	0,62	0,75	0,89
	MDB_{med}	0,03	0,20	0,12	0,30	0,14	0,25	0,17
	MDB_{min}	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03
Pseudo distância	t_{kMax}	2,36	$4,6 \times 10^6$	$1,8 \times 10^6$	$1,5 \times 10^6$	$1,6 \times 10^6$	$3,2 \times 10^6$	$5,9 \times 10^6$
	t_{kmed}	2,32	$4,6 \times 10^5$	$2,6 \times 10^5$	$5,8 \times 10^5$	$5,2 \times 10^5$	$2,6 \times 10^5$	$1,5 \times 10^5$
	t_{kmin}	2,29	0,68	0,07	0,05	0,05	0,02	0,04
	MDB_{max}	3,91	5,03	3,67	7,09	4,07	3,60	4,99
	$MDB_{méd}$	3,74	3,26	3,22	3,37	3,24	3,22	3,34
	MDB_{min}	3,58	3,16	3,16	3,16	3,16	3,16	3,16

Os valores máximo e médio das estatísticas de identificação das DD da fase da onda portadora e pseudodistância, (tabela 5.1), comprovam que ocorreu uma grande discrepância entre o modelo matemático e as observações. Por outro lado, os valores mínimos mostram que as discrepâncias não ocorreram em todas as épocas do processamento. Além disso, verifica-se que apenas as DD envolvendo o PRN 01 não estão contaminadas pela discrepância, evidenciando que o erro não ocorreu no início do conjunto de dados.

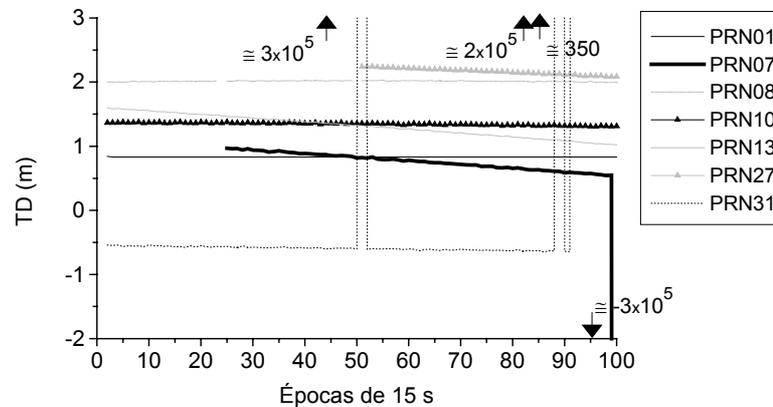
Com exceção do PRN 01, percebe-se que os valores do MDB máximo e médio das DD de todos os satélites estão aquém dos da estatística de identificação. Ao comparar os valores da estatística de identificação com o da distribuição normal chega-se à rejeição do teste de identificação, tornando necessário adaptar o ajustamento. Ressalta-se que os erros menores que o MDB não devem ser adaptados, pois ele expressa o erro de menor magnitude que a estatística dada pela equação (19) é capaz de identificar.

Comparando-se os valores máximo, médio e mínimo da confiabilidade interna do ajustamento das DD da fase de batimento da onda portadora com as da pseudodistância, verifica-se que os valores dos MDB da última observável são bem maiores do que os da DD da fase da onda portadora,. Isto está relacionado com o modelo estocástico, pois a precisão da pseudodistância adotada neste processamento foi de 0,5 m, enquanto que a precisão da fase de batimento da onda portadora foi de 0,003 m.

5.1.2 TD e processo DIA

Os resultados obtidos a partir da utilização da TD em conjunto com o processo DIA são apresentados nesta seção. A figura 5.3 mostra o comportamento temporal da TD dos satélites rastreados.

Figura 5.3 – Tripla diferença da fase da onda portadora



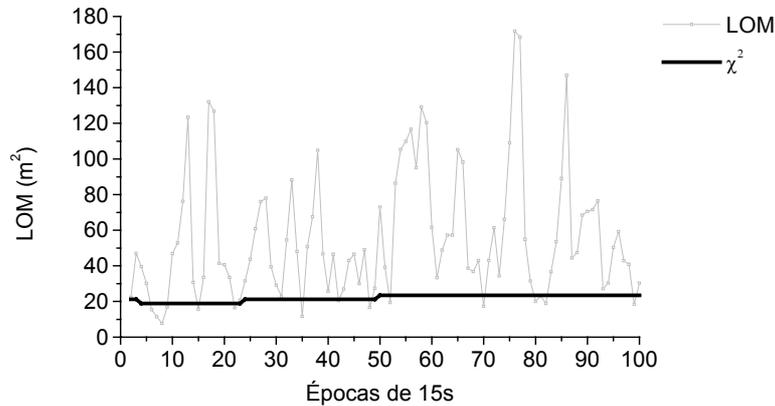
Observa-se, a partir da figura 5.3, que existem quatro pontos que estão fora do padrão do comportamento da TD dos satélites, caracterizando saltos na série temporal desta observação. Isto comprova a ocorrência de perda de ciclo nas épocas 51, 89, 92 e 100. Destaca-se que as perdas de ciclo das épocas 51, 89 e 92 estão relacionadas ao PRN 31, enquanto que a da época 100, ao PRN 07. Embora não

esteja visível, entre as épocas 92 e 100 ocorrem sucessivos saltos no comportamento da TD do PRN 31.

Vale ressaltar que uma vez detectada e identificada a perda de ciclo, uma nova incógnita é adicionada ao ajustamento. Com isto, o ajustamento torna-se adaptado à este erro. No entanto, esta estratégia resulta na diminuição nos graus de liberdade do ajustamento.

Após a eliminação da influência das perdas de ciclo, o ajustamento recursivo é executado normalmente. A figura 5.4 mostra o comportamento da estatística LOM e do respectivo valor da distribuição χ^2 em função do tempo.

Figura 5.4 – LOM (TD+DIA)



O comportamento da estatística LOM, apresentado na figura 5.4, mostra que, mesmo eliminando a influência das perdas de ciclo, o conjunto de dados ainda está afetado de algum erro não modelado, visto que em algumas épocas o valor da LOM é superior ao valor da distribuição χ^2 . Porém, ressalta-se que os valores máximos neste caso são bem menores do que os apresentados na figura 5.2.

Como descrito anteriormente, após a rejeição da hipótese nula do teste de detecção (seção 4.2.1) deve-se proceder com o teste de identificação. A tabela 5.2 traz os valores máximo, médio e mínimo da t_k e do MDB das DD da fase e da pseudodistância.

Tabela 5.2 - T_k e MDB das observações (DIA+TD)

PRN		01	07	08	10	13	27	31
Fase	t_{kMax}	1,37	4,14	3,52	4,06	4,30	3,29	4,72
	t_{kmed}	1,31	1,24	1,15	1,48	1,49	1,16	1,48
	t_{kmin}	1,26	0,00	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00
	MDB_{max}	0,03	0,03	0,03	0,20	0,04	0,02	0,03
	MDB_{med}	0,03	0,02	0,02	0,06	0,02	0,02	0,03
	MDB_{min}	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,01	0,02
Pseudo distância	t_{kMax}	2,36	11,66	4,93	6,88	7,35	6,63	10,87
	t_{kmed}	2,32	3,92	1,87	2,27	2,72	2,15	3,54
	t_{kmin}	2,29	0,03	0,01	0,03	0,02	0,03	0,04
	MDB_{max}	3,91	3,22	3,53	4,23	3,55	3,16	3,88
	MDB_{med}	3,74	3,17	3,20	3,25	3,21	3,16	3,24
	MDB_{min}	3,58	3,16	3,16	3,16	3,16	3,16	3,16

Analisando-se os valores máximos da t_k e do MDB das DD da fase e o valor da distribuição normal, conclui-se que, fora os PRN 01 e 27, ocorreu rejeição da hipótese nula do teste de identificação. No entanto, os valores médios da t_k mostram que tratam-se de ocorrências isoladas, o que caracteriza ausência de perda de ciclo no conjunto de dados. Isto indica que as DD de pseudodistâncias devem se apresentar evadidas de erros não modelados em muitas épocas, pois a hipótese nula do teste de detecção foi rejeitada em quase todas as épocas (figura 5.4).

De modo similar ao que ocorreu com a DD da fase, os valores máximos da t_k e do MDB mostram que há ocorrências de rejeição da hipótese nula do teste de identificação das DD de pseudodistância de todos os satélites, menos do PRN 01. Por outro lado, os valores médios indicam maior frequência na ocorrência de rejeição da hipótese nula do teste de identificação das DD de pseudodistância do PRN 07 e 31. Conclui-se que a maior causa da hipótese nula do teste de detecção (figura 5.4) ter sido rejeitada em quase todas as épocas deve estar associada a multicaminho.

Comparando-se os dados da tabela 5.1 com os da 5.2 constata-se uma queda drástica nos valores máximos e médios da t_k de das DD de todos os satélites, com exceção do PRN 01. Isto mostra que as perdas de ciclo contaminaram todo o conjunto de observação subsequente às suas ocorrências, bem como o benefício que a remoção de perdas de ciclo traz ao ajustamento.

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O controle de qualidade em geodésia, geralmente realizado através de testes estatísticos, visa certificar a consistência entre as observações e o modelo

matemático, visando adaptá-lo nos casos em que há ocorrência de erros não modelados. No caso do ajustamento de observações GPS de linhas de base curtas, considera-se que estes erros são as perdas de ciclo e *outliers*.

Os resultados apresentados neste trabalho mostram que a utilização do processo DIA como única ferramenta de controle de qualidade do ajustamento recursivo de observações GPS em linhas de base curtas apresenta algumas deficiências quando ocorrem perdas de ciclo de grande magnitude no conjunto de dados.

Esta deficiência pode ser sanada com a utilização conjunta da tripla diferença para detectar e identificar as perdas de ciclo de grande magnitude, o que proporcionou benefícios para o ajustamento dos dados processados.

Embora os resultados deste processamento tenham sido satisfatórios, ressalta-se que um estudo mais aprofundado acerca do valor limite da tripla diferença deve ser realizado, pois se considera que este seja um ponto muito importante no desempenho da estratégia de controle de qualidade adotada, pois valores superestimados ou subestimados podem vir a prejudicar o desempenho do ajustamento.

AGRADECIMENTOS

O primeiro autor gostaria de agradecer a contribuição do professor do Departamento de Cartografia da UNESP de Presidente Prudente, Dr. Paulo de Oliveira Camargo e do aluno de Doutorado do Programa de Pós-graduação em Ciências Cartográficas da UNESP de Presidente Prudente Luiz Fernando Sapucci. Ao revisor deste artigo, Silvio Jacks, segue nosso agradecimento devido às críticas construtivas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAARDA, W. *Statistical concepts in Geodesy*. Netherlands Geodetic Commission. Publications on Geodesy. New Series. v. 2, nº 4, 1967. 74 p.
- BISNATH, S. B. Efficient, Automated Cycle-Slip Correction Of Dual-Frequency Kinematic GPS Data. In: ION GPS 2000, the 13th International Technical Meeting of The Institute of Navigation, Salt Lake City, EUA, 19-22 de Setembro, 2000. *Proceedings of ION GPS 2000, the 13th International Technical Meeting of The Institute of Navigation, 2000*. Disponível em: <<http://gauss.gge.unb.ca/papers.pdf/iongps2000.bisnath.pdf>>. Acesso em: 29/01/2004. p. 145-154.
- CAMARGO, P. O. *Controle de qualidade aplicada ao Filtro de Kalman*. Curitiba, 1992. 94 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Geodésicas) Universidade Federal do Paraná.

Não foi citado, deve ser retirado

- COLLIN, F.; WARNANT, R. Application of the wavelet transform for GPS cycle slip correction and comparison with Kalman Filter, *Manuscripta Geodaetica* - v. 20, p.161-172, 1995.
- GELB, A et al. *Applied optimal estimation*. 14.ed. Massachesses: M.I.T. PRESS, 1996. 374 p.
- GEMAEL, C. *Introdução ao ajustamento de observações: aplicações geodésicas*. 1.ed. Curitiba: UFPR, 1994. 319 p.
- KIM, D.; LANGLEY, R. B. Instantaneous Real-time Cycle-slip Correction of Dual-frequency GPS Data. In: KIS 2001, Banff, Canada, 5 a 8 Junho, 2001. *Proceedings of KIS 2001*. Disponível em: <<http://gge.unb.ca/Personnel/Kim/DOCUMENTS/KIS.2001.KIM.pdf>>. Acesso em 29/01/2004.
- LEE, H-K et al. Carrier Phase Processing Issues for High Accuracy Integrated GPS/Pseudolite/INS Systems. In: 11th INT. ASSOC. OF INSTITUTES OF NAVIGATION WORLD CONGRESS, Berlin, Alemanha, CD-ROM. *Proceedings of 11th Int. Assoc. of Institutes of Navigation World Congress*, 21-24 de Outubro, 2003 (Artigo 252). Disponível em: <http://www.gmat.unsw.edu.au/snap/publications/lee_et al2003c.pdf> Acesso em: 29/01/2004.
- LU, G. *Quality control for differencial kinematic GPS positioning*. Calgary, 1991. 89 p. Dissertação (Master of Science in Engineering) Department of Geomatics Engineering - Univeristy of Calgary. Disponível em: <<http://www.geomatics.ucalgary.ca/Papers/Thesis/GL/91.20042.GLu.pdf>> Acesso em: 13/07/2003.
- MACHADO, W. C. *Solução rápida das ambigüidades GPS para aplicações no posicionamento relativo de linhas de base curtas*. Presidente Prudente, 2001. 128 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Cartográficas), FCT Unesp Campus de Presidente Prudente.
- MACHADO, W.C.; MONICO; J.F.G. Utilização do software GPSeq na solução rápida das ambigüidades GPS no posicionamento relativo cinemático de bases curtas *Pesquisa em Geociências*, v. 29, nº 2, p. 89-99, 2002.
- MERTIKAS, S. P; RIZOS, C. On-line detection of abrupt changes in the carrier phase measurements of GPS *Journal of Geodesy*, v. 71, p. 469-482, 1997.
- MONICO, J. F. G. *Posicionamento pelo NAVSTAR-GPS: Descrição, Fundamentos e Aplicações*. 1 ed. São Paulo: Unesp, 2000. p 287.
- ROBERTS, G. W.; MENG, X.; DODSON, A. H. Using Adaptive Filtering to Detect Multipath and Cycle Slips in GPS/Accelerometer Bridge Deflection Monitoring Data. In: XXII INTERNATIONAL CONGRESS OF THE FIG, TS6.2 ENGINEERING SURVEYS FOR CONSTRUCTION WORKS AND

- STRUCTURAL ENGINEERING II, Washington DC, USA, *Proceedings of XXII International Congress of the FIG, TS6.2 Engineering Surveys for Construction Works and Structural Engineering II*, 2002. Disponível em: <<http://www.nottingham.ac.uk/iessg/papers/isgpap0205.pdf>> Acesso em: 09/10/2003.
- TEUNISSEN, P. J. G. Quality Control and GPS. In TEUNISSEN, P.J.G.; KLEUSBERG, A. *GPS for Geodesy*. 2.ed.: Springer Verlag, 1998. p. 271-318.
- TEUNISSEN, P. J. G. *Testing Theory: An introduction*. Delft , 2000. p. 147
- TIBERIUS, C. C. J. M. *Recursive data processing for Kinematic GPS surveying*, Delft, 1998, 248 p. Tese (PhD) Delft University of Technology.
- TIBERIUS, C. C. J. M.; JONKMAN, N.; KENSELAAR, F. The Stochastics of GPS Observables *GPS World*. v.10, n° 2, p. 49 - 54, 1999.

(Recebido em julho/04. Aceito em outubro/04.)