

SUR LA STABILITE DES SYSTEMES DE REFERENCE
DANS LEQUELS ON EXPRIME x , y et TUI-TUC

Dragutin Đurović

1. INTRODUCTION

Les observations à l'astrolabe, à la lunette zénithale ou à *PZT* permettent d'obtenir la position du zénith Z_i de la station d'observation i par rapport aux positions apparentes des étoiles observées. La déclinaison apparente du point Z_i à l'instant t_0 représente la latitude instantanée φ_{0i} . Elle est définie dans le système du catalogue qui donne les positions moyennes et les mouvements propres des étoiles et dans le système des constantes astronomiques utilisées pour le calcul des positions apparentes.

A partir de Z_i et de φ_{0i} on peut déterminer deux points sur un cercle donné de déclinaison: P_{0i} — pôle initial local et K_{0i} — point proche à l'équateur par rapport à qui on donne les éphémérides des étoiles. Dans le plan tangent à P_{0i} on peut définir un système local de référence (*SLR*) dont les axes $P_{0i}\xi$ et $P_{0i}\eta$ sont orientées comme, par exemple, dans le système du Bureau International de l'Heure (*BIH*).

Admettons qu'à t_0 les observations sont faites de plusieurs stations M_i ($i = 1, 2, \dots, n$). Les points K_{0i} seront réparties autour d'un grand cercle EC (équateur conventionnel) qu'on déterminera sous condition que les distances angulaires des points K_{0i} par rapport à EC — $d\varphi_{0i}$ — satisfont la condition (Mironov et Fedorov 1969):

$$\sum_{i=1}^n p_i \cdot d\varphi_{0i}^2 = \min.$$

p_i représentent les poids de $d\varphi_{0i}$.

Soient: P_0 — pôle du cercle EC et xP_0y un système conventionnel de référence (*SCR*) défini dans le plan tangent à P_0 de la sphère celeste dont les axes P_0x et P_0y sont orientées comme dans le système du *BIH*.

Admettons que ce système est adopté pour exprimer les coordonnées du pôle de rotation de la Terre (P).

Si à un autre instant t on dispose des latitudes φ_i on peut former le système connu d'équations et on peut en déduire les coordonnées x et y du point P' , dif-

ferent du pôle de rotation P . Imaginons un système de référence $x'Py'$ dont les axes Px' et Py' sont parallèles à P_0x et P_0y et du sens opposé. Les coordonnées $x' = -x$ et $y' = -y$ définiront un point P'_0 , en principe, différent de P_0 . Dans ce cas on dit que le *SCR* n'est pas conservé.

Si $\delta\varphi_t$ représente la composante due au mouvement du pôle, en principe, on aura: $\varphi'_{0t} = \varphi_t - \delta\varphi_t \neq \varphi_{0t}$. Donc, on peut parler que le *SLR* n'est pas conservé.

Les observations de l'heure TUI_{0t} , permettent de définir sur *EC* un point L_0 — origine conventionnel des longitudes (*OCL*) — sous condition que les résidus $dT_{0t} = TUI_{0t} - TUI_0$ (TUI_0 — la moyenne de TUI_{0t}) satisfont la condition:

$$\sum_{i=1}^N p'_i \cdot dT_{0i}^2 = \min.$$

p'_i est le poid de dT_{0i} .

L_0 est donné dans le système des longitudes initiales λ_{0i} .

La différence $TUI - TUI_0$ (TUI — la moyenne de TUI_t à l'époque t) représente l'angle de rotation du grand cercle de la sphère celeste P_0L_0 plus un ensemble des erreurs de même origine comme les erreurs qui causent la dérive du point P'_0 par rapport à P_0 . Donc, à partir de $TUI - TUI_0$ on trouve sur *EC* un point $L'_0 \neq L_0$. L'origine des longitudes n'est pas conservé.

Si on néglige les déviations des vérticales, un système de référence (*SR*) est conservé pour autant que les instruments d'observation reproduisent d'une année à l'autre les mêmes erreurs et pour autant que ces erreurs soient bien représentées par nos formules. L'indépendance mutuelle des erreurs des séries individuelles d'observation est une condition bien importante que un *SCR* ou un *OCL* soit conservé.

M. Feissel (1971) a fait une analyse de la stabilité du système du *BIH* en partant de l'hypothèse que la partie systématique des résidus de latitude et d'heure par rapport au système du *BIH* peut être représentée par la formule:

$$C(\theta) = a + b \sin 2\pi\theta + c \cos 2\pi\theta + d \sin 4\pi\theta + e \cos 4\pi\theta. \quad (1)$$

θ est le temps en années, compté à partir d'une date arbitrairement choisie.

Dans le présent travail nous discuterons le même problème en espérant de donner un complément à l'analyse mentionnée de M. Feissel.

Les questions que nous envisagerons ici sont les suivantes:

1. Peut-on représenter par un seul modèle (l'équation d'une forme donnée) les erreurs de tous séries individuelles de $TUI - TUC$ et de latitude? Dans ce contexte, l'hypothèse du *BIH* (équation 1) sera-t-elle justifiée?

2. Un instrument, observant le même programme à un observatoire donné, reproduit-il d'une année à l'autre, approximativement, une même série des erreurs (de n'importe quelle forme)?

3. Les séries individuelles des erreurs d'observation sont-elles indépendantes et dans laquelle mesure subissent-elles la compensation mutuelle pendant le calcul des coordonnées du pôle et de l'heure?

2. SPECTRES DES ERREURS DE LATITUDE ET DE $TUI - TUC$

Les données utilisées dans le présent travail sont $(TUI - TUC)_t$ et φ_t communiqués au *BIH* par les observatoires dont les noms abrégés sont donnés dans les tables 1 et 2. Les observations couvrent un intervalle de cinq années: 1967—1971.

Soient RF_t et RT_t les résidus calculés par les formules:

$$RF_t^* = \varphi_t - \varphi_{0t} - x \cos \lambda_{0t} - y \sin \lambda_{0t} \text{ et}$$

$$RT_t = (T_{UO} - T_{UC})_t + \frac{1}{15} (x \sin \lambda_{0t} - y \cos \lambda_{0t}) \operatorname{tg} \varphi_{0t} - (T_{U1} - T_{UC}).$$

$T_{U1} - T_{UC}$, x et y sont les valeurs du BIH (RAPPORTS ANNUELS ou circulaires D).

Les moyennes pondérées de RF_t et de RT_t sur des intervalles de 30 jours (moyennes „mensuelles“) seront désignées respectivement par RF_m et RT_m , les moyennes annuelles par RF_a et RT_a .

Pour l'identification des termes harmoniques dans les résidus $DF_m = RF_m - RF_a$ et $DT_m = RT_m - RT_a$ nous avons appliqué la méthode de Fourier:

$$U(\omega) = \sum_{t=-N}^{t=N} x_t \cos \omega t,$$

$$V(\omega) = \sum_{t=-N}^{t=N} x_t \sin \omega t \text{ et}$$

$$A(\omega) = [U^2(\omega) + V^2(\omega)]^{1/2}.$$

$2N + 1$ est le nombre total des résidus $x_t = DF_m$ ou $x_t = DT_m$.

Pour les séries de DF_m les amplitudes $A(\omega)$ sont portées en graphique sur les figures 1 à 6 et pour les séries de DT_m sur les figures 7 à 13.

Chaque trait d'une raie y représente une amplitude unité: 0'001 pour DF_m , 0'0001 pour DT_m . Pour des raisons techniques les raies plus longues de 60 unités sont „coupées“.

Sur les figures 1 à 13 entre la période $T = 90$ jours et $T = 380$ jours le pas est 10 jours. Après la raie sur $T = 380$ jours il est 50 jours.

Une analyse des spectres représentés sur les figures 1 à 13 met en évidence que le terme annuel est bien prononcé dans presque tous les séries de DF_m et DT_m . Le terme semi-annuel, introduit par le BIH, n'est pas identifié dans au moins 50% des cas. On constate que ce terme est plus fréquent dans les latitudes que dans l'heure.

Pour les périodes proches de 220, 300 jours et deux ans on observe souvent des pics dont les amplitudes sont d'une telle grandeur qu'on ne peut pas les expliquer comme les sousharmoniques du terme annuel ou éventuellement comme les effets des dérives qui ne sont pas exactement éliminées. Un simple calcul montre que les apscices des plus importantes sousharmoniques du terme annuel sont $T_1 = 280$ jours, $T_1' = 510$ jours (leur amplitude est approximativement 20% de l'amplitude du terme annuel), $T_2 = 245$ et $T_2' = 720$ jours (leur amplitude est approximativement 10% de l'amplitude du terme annuel).

S'il y a une dérive de la forme:

$$y = a + bt$$

elle se transforme en fonctions:

$$U(\omega) = \frac{2a}{2N+1} \frac{\sin(2N+1)\frac{\omega}{2}}{\sin\frac{\omega}{2}}$$

* Dans ces résidus on garde le terme z du BIH.

$$V(\omega) = \frac{b}{2N+1} \frac{(N+1) \sin N\omega - N \sin(N+1)\omega}{\sin^2 \frac{\omega}{2}}$$

Puisque ω est petit, les amplitudes des pics dus à la dérive grandissent très vite avec le grandissement de T . Cependant, cette situation n'est pas observée dans les spectres de DT_m et DF_m .

Pour l'estimation de la signification statistique des amplitudes $A(\omega)$ les formules suivantes sont à recommander (Sérébrénikov et Pervozvansky, 1965):

$$g(\omega_i) = \frac{S(\omega_i)}{\sum_{k=1}^M S(\omega_k)}$$

ou

$$g(\omega_i) = \frac{A^2(\omega)}{\sum_{k=1}^M A^2(\omega_k)}$$

$$Q[g(\omega_i) > \nu] = (1-\nu)^{M-1}.$$

Dans les équations ci-dessus $S(\omega_i)$ représente la densité spectrale correspondante à ω_i , ν est une variable arbitrairement choisie, Q est la probabilité que $g(\omega_i)$ soit plus grand que ν et M est le nombre total des amplitudes $A(\omega_i)$.

Les sommes $SA = \sum_{k=1}^M A^2(\omega_k)$ sont données dans les Tables 1 et 2.

L'avantage du paramètre $g(\omega_i)$ par rapport aux autres qu'on utilise dans les estimations analogues réside dans le fait qu'on n'a pas besoin de l'erreur moyenne quadratique qui est, en principe, plus ou moins erronée.

Lors de l'estimation de la réalité d'un pic donné il est encore nécessaire de tenir compte du fait que chaque pic a une certaine largeur qui dépend de T . Les raies isolées peuvent facilement résulter d'une résonance accidentelle des erreurs.

A partir des considérations théoriques nous avons obtenu que le nombre des raies plus hautes que la mi-hauteur de la raie centrale du pic donné est le suivant:

T en jours:	100	200	300	350	400	500	700	900
nombre des raies	2	4	7	9	3	4	7	11

A partir des résultats présentés dans les Tables 1 et 2, sur les figures 1 à 13 et dans ce paragraphe nous considérons qu'on pourrait tirer les conclusions suivantes:

1. Le terme annuel est général. Il est remarquable dans les spectres de DF_m et, également, dans les spectres de DT_m . S'il faut utiliser un modèle d'erreurs pour toutes les séries individuelles de RT_m et de RF_m , dans la formule 1 il faut supprimer le terme semi-annuel et ensuite admettre cette formule comme générale.

2. Le terme semi-annuel, deux termes mentionnés de périodes entre 200 et 300 jours et le terme biannuel* apparaissent dans un nombre important de spe-

* Puisque l'intervalle d'observation est assez court pour la détermination précise du terme biannuel, on considérera qu'un pic entre $T = 550$ et $T = 950$ jours appartient à ce terme.

ctres. Il serait intéressant de réexaminer leur existence sur un autre laps de temps. Si on les identifie de nouveau, la représentation des erreurs serait améliorée si on établit pour chaque série individuelle un modèle correspondant.

3. CONFORMITÉ DES ERREURS D'OBSERVATION À LA FORMULE DU BIH

Pour chaque série de RF_m et de RT_m nous avons résolu par moindres carrés un système des équations:

$$RF_m = a_0 + a_1 \sin 2\pi\theta + a_2 \cos 2\pi\theta + a_3 \sin 4\pi\theta + a_4 \cos 4\pi\theta \quad \text{ou}$$

$$RT_m = b_0 + b_1 \sin 2\pi\theta + b_2 \cos 2\pi\theta + b_3 \sin 4\pi\theta + b_4 \cos 4\pi\theta.$$

Soient DF'_m et DT'_m les résidus de ces équations.

Nous considérerons que RF_m et RT_m sont en conformité de la formule du BIH si les résidus DF'_m et DT'_m ont un caractère aléatoire.

Le caractère des résidus DF_m , DT_m , DF'_m et DT'_m est analysé par le critère d'Abbe (Linnik 1958). Soient G_1 et G_2 les paramètres calculés par les formules:

$$G_1 = \frac{\sum_{m=2}^l (DF_m - DF_{m-1})^2}{2 \sum_{m=1}^l DF_m^2}$$

$$G_2 = \frac{\sum_{m=2}^l (DF'_m - DF'_{m-1})^2}{2 \sum_{m=1}^l DF'^2_m}$$

G_1 et G_2 sont aussi calculés pour chaque série de DT_m et de DT'_m . Les résultats sont présentés dans les tables 3 et 4.

S'il s'avère que G_1 ou G_2 est plus petit que

$$G_{\min} = 1 + \frac{\mu}{[l + 0.5(1 + \mu^2)]^{\frac{1}{2}}}$$

où $\mu = -1.645$ représente le quantile d'ordre 0.05 de la distribution normale (Aivazian, 1970), l'hypothèse du caractère aléatoire des résidus doit être rejetée.

A l'aide de la dernière équation nous avons obtenu les résultats suivants:

G_{\min} :	0.648	0.709	0.749	0.772	0.791
l :	20	30	40	50	60.

La comparaison de G_1 et G_2 (Tables 3 et 4) avec G_{\min} montre que les résidus DT_m et DF_m (à 3 ou 4 exceptions) ont un caractère systématique. Après l'élimination du terme indépendant, du terme annuel et du terme semi-annuel on obtient les résidus DT'_m qui pour 11 observatoires ont un caractère aléatoire, tandis que pour 30 observatoires ils restent systématiques. Après l'élimination des termes

mentionnés de RF_m , les résidus DF'_m sont aléatoires pour 18 observatoires et systématiques pour 17 observatoires.

C'est le premier argument en faveur de la méthode que nous avons appliqué pour le calcul de TU1—TUC, x et y (Đurović 1975).

Sur la base de la discussion précédente on voit: a) que les erreurs systématiques d'observation de l'heure et de latitude dans un grand pourcentage ne sont pas en conformité de la formule du BIH; b) que les résidus RF_m sont plus conformes à cette formule que les résidus RT_m .

4. STABILITÉ DES SYSTEMES INDIVIDUELS DE RÉFÉRENCE

Pour l'analyse de la stabilité des systèmes individuels de référence nous avons comparé les séries des résidus RF_m et RT_m sur l'homogénéité. Dans ce but nous avons utilisé le critère de Wilcoxon. Par rapport au critère bien connu de Student, le critère de Wilcoxon a deux avantages importantes: il est plus puissant, surtout quand les échantillons sont de petite taille, et son application n'exige pas la condition que les populations suivent la loi de Gauss.

Dans une série donnée on compare l'ensemble de résidus RT_m ou RF_m de l'année i avec l'ensemble de résidus de l'année $i + 1$. Soit q le paramètre de référence dont la valeur varie suivant le laps de temps couvert par les années i et $i + 1$:

laps de temps	q
1967—1968	1
1968—1969	2
1969—1970	3
1970—1971	4.

Pour chaque q donné on a calculé les sommes annuelles des rangs WA (plus petite) et WB (plus grande). Avec un risque de 5% de rejeter à tort l'hypothèse de l'homogénéité nous avons calculé les limites W_{\min} et W_{\max} de l'intervalle auquel doivent appartenir WA et WB dans le cas où RF_m ou RT_m de l'année i n'ont pas une déviation statistiquement significative par rapport à RF_m ou RT_m de l'année $i + 1$.

Dans les Tables 5 et 6 on donne les résultats des comparaisons de WA et de WB avec W_{\min} et W_{\max} qui leur correspondent. Le signe plus signifie que le système est conservé, le signe moins qu'il n'est pas conservé.

Les moyennes de groupe de WA, WB, W_{\min} et W_{\max} , formées par l'instrument d'observation, sont présentées dans les Tables 7 et 8.

Les résultats des Tables 5 à 8 mettent en évidence les déviations des systèmes individuels de RF_m et de RT_m d'une année à l'autre dans un pourcentage assez grand. Pour RF_m le nombre total des signes plus est 96, des signes moins 34. Les résidus RT_m sont encore moins homogènes: le nombre total des signes plus est 77, des signes moins 76. C'est le deuxième argument en faveur de la méthode mentionnée de Đurović (1975). Quand on se propose d'identifier des phénomènes très fins dans la rotation de la Terre cette situation n'est pas encourageante.

Les résultats résumés des Tables 5 et 6, donnés par type d'instrument sont:

a) résidus RF_m :

signe:	plus	moins
PZT*	26	8
A	31	13
LZ	39	13

b) résidus RT_m :

IPV	17	25
IPF	15	14
PZT	20	14
A	25	23.

D'après ces résultats, les trois types d'instruments utilisés pour les observations de latitude sont équivalents, tandis que pour les observations de l'heure le plus stable est le PZT, le moins stable étant l'instrument de passages visuel.

Les moyennes de WA et de WB, les paramètres caractérisant la qualité moyenne d'un type d'instrument, sont assez proches des limites correspondantes: W_{\min} ou W_{\max} .

Par le critère de Wilcoxon nous arrivons à la conclusion que les instruments classiques dans un grand pourcentage ne reproduisent pas d'une année à l'autre les mêmes erreurs (de n'importe quelle forme).

Dans le paragraphe précédant nous avons vu que les résidus RF_m et RT_m ne sont pas tout à fait en conformité de la formule du BIH. A cause de l'instabilité des systèmes individuels, la recherche éventuelle d'une meilleure représentation ne donnerait pas probablement d'améliorations spectaculaires.

5. INDÉPENDANCE MUTUELLE DES SÉRIES DE RF_m ou de RT_m

La conservation d'un SCR est possible dans la mesure dans laquelle les erreurs vraies d'observation Δ (en principe, différentes de RT_m et de RF_m) subissent la compensation mutuelle. Sous l'hypothèse que les erreurs d'observation suivent la loi de Gauss, le principe de Legendre, qui est en base de nos calculs, assure qu'on obtient les plus probables valeurs de x , y et TUI-TUC.

Un théorème de la théorie des probabilités enseigne que la somme d'un nombre suffisant des variables *independantes* quelle que soit la loi de probabilité suivie est une variable qui, pratiquement, suit la loi de Gauss (Véntzél, 1969). Ceci est important parce que dans le cas d'une repartition gaussienne les résultats ne dérivent pas systématiquement par rapport aux valeurs théoriques. Donc, le SR est conservé.

Le rapport de corrélation (introduit par Pearson), paramètre mettant en évidence la dépendance la plus générale, n'est pas calculé parce que le nombre des résidus dans une série donnée est petit. C'est pourquoi nous avons calculé les coeffi-

* IPV — instrument des passages visuel, IPF — instrument des passages photoélectrique
PZT — tube photographique zénithale, A — astrolabe.

coefficients de corrélation R_{ij} entre les séries de DF''_m et DT''_m , obtenus de RF_m et de RT_m après l'élimination du terme indépendant et du terme annuel. Le calcul de ces termes est fait par moindres carrées.

Pour chaque observatoire i (i étant le numéro d'ordre de l'observatoire dans la Table 1 ou 2) et les observatoires $j = i + 1, i + 2, \dots$ nous avons calculé un ensemble de R_{ij} .

Dans les Tables 9 et 10 on donne les paires d'observatoires pour lesquels $|R_{ij}| \geq 0.600$. Dans ces tables n représente le nombre des paires DF''_m ou DT''_m . D'après ces données il est facile à remarquer que les observatoires ne sont pas également corrélés. Par exemple, dans la Table 9 l'observatoire de Greenwich (G) ne figure pas, tandis que l'observatoire d'Hambourg (H) apparaît quatorze fois.

Une certaine mesure du niveau de l'indépendance des observations de l'observatoire i par rapport à l'ensemble d'observatoires, pris en considération pendant le calcul de x, y ou de TUI-TUC, représente le paramètre $\alpha_i = 1 - \text{ACRM}$, où ACRM indique la moyenne de $|R_{ij}|$ ($j = 1, 2, \dots$). La moyenne de R_{ij} (CRM) est aussi intéressante comme une information complémentaire à ACRM.

ACRM et CRM sont donnés dans les Tables 11 et 12.

Pour une estimation de la signification statistique des R_{ij} on peut utiliser des tables ou des nomogrammes spéciaux donnés dans les traités de statistique (par exemple, Aivazian, 1970). Nous nous limiterons à quelques exemples qui montrent que les R_{ij} des Tables 9 et 10 ne sont pas accidentels. Par exemple, avec un niveau de confiance $Q' = 95\%$ les R_{ij} positifs sont statistiquement significatifs (on rejette l'hypothèse de l'indépendance) s'ils sont plus grands que R' , où R' dépend de n et prend les valeurs suivantes:

R' :	0.444	0.362	0.312	0.279	0.255
n :	20	30	40	50	60.

Il est intéressant de noter que le degré de dépendance entre certaines séries de DF''_m ou de DT''_m est extrêmement élevé. Pour DF''_m des observatoires Hambourg et Besançon $R_{ij} = 0.863$, des observatoires Neuchâtel et Pecny $R_{ij} = 0.871$, pour DT''_m des observatoires Richmond et Santiago du Chili $R_{ij} = 0.841$, des observatoires Alger et Uccle $R_{ij} = 0.869$, etc.

Si on n'élimine pas les termes trigonométriques de l'équation (1) l'indépendance statistique des résidus est meilleure. Avant et après l'élimination du terme annuel on obtient que le nombre de R_{ij} satisfaisants la condition $|R_{ij}| \geq 0.5$ est suivant:

	avant élim.	après élim.	le nombre total des combinaisons
en latitude	49	163	595
en heure	48	111	810.

Donc, les résidus secondaires (DF''_m et DT''_m) contiennent les termes communs de faibles magnitudes. Ces termes sont „étouffés“ par le terme annuel.

Dans le présent travail nous n'avons pas cherché les explications des corrélations identifiées. Notre but principal est la mise en évidence des dépendances et une estimation dans laquelle mesure elles influent la compensation mutuelle des erreurs d'observation, ou sur la stabilité du SCR.

6. COMPENSATION MUTUELLE DES RÉSIDUS DF''_m ET DT''_m

Pour les groupes de cinq observatoires de la Table 1 nous avons calculé VF_m — les moyennes „mensuelles“ de DF''_m et la variable σ :

$$\sigma^2 = \frac{1}{l-1} \sum_{m=1}^l VF_m^2.$$

Soient VF'_m les moyennes „mensuelles“ de DF''_m pour les groupes de dix observatoires et σ' la variable définie par la formule:

$$\sigma'^2 = \frac{1}{l-1} \sum_{m=1}^l VF'_m^2.$$

Enfin, soient VF''_m les moyennes de DF''_m pour les groupes de quinze observatoires et

$$\sigma''^2 = \frac{1}{l-1} \sum_{m=1}^l VF''_m^2.$$

Le calcul analogue est fait pour les séries des DT''_m . Les variables correspondantes à σ , σ' et σ'' nous désignerons respectivement par ε , ε' et ε'' .

Les comparaisons σ , σ' et σ'' et les comparaisons ε , ε' et ε'' pourront donner des informations concernant la compensation mutuelle des résidus DF''_m et DT''_m .

Puisque σ , σ' , ε , ... varient suivant la composition de l'ensemble d'observatoires, σ et ε sont calculés pour les mêmes groupes auxquels se rapportent σ' , σ'' ou ε' et ε'' avec lesquels on les compare. Par exemple, pour la comparaison de σ'' relatif à l'ensemble de $i = 1$ à $i = 15$ (Table 1) avec σ , ce σ est calculé par la formule:

$$\sigma^2 = 1/3 [\sigma^2(1) + \sigma^2(2) + \sigma^2(3)]$$

où $\sigma(1)$ représente σ des observatoires pour i de 1 à 5, $\sigma(2)$ pour i de 6 à 10 et $\sigma(3)$ pour i de 11 à 15.

Les résultats du calcul précédant sont:

i	σ	σ'	ε	ε'
1—10	0''054	0''046	0°0102	0°0084
11—20	50	44	45	35
21—30	58	47	49	28
31—40	—	—	63	42
i	σ	σ''	ε	ε''
1—15	53	44	87	59
16—30	55	41	48	21.

Les moyennes des rapports σ/σ' , σ/σ'' , ε/ε' et $\varepsilon/\varepsilon''$ respectivement sont: 1.18, 1.27, 1.43 et 1.88. Evidemment, pour DF''_m ces rapports sont plus petits que les rapports théoriques (1.41 pour σ/σ' et ε/ε' et 1.73 pour σ/σ'' et $\varepsilon/\varepsilon''$), obtenus sous l'hypothèse que DF''_m suivent la loi de Gauss. Par contre, pour DT''_m ils sont pratiquement égaux aux valeurs théoriques.

Il paraît que l'influence des corrélations sur la compensation des résidus DF''_m n'est pas négligeable.

On sait que la qualité des observations classiques varie très fort d'un instrument à l'autre et, par conséquent, les poids qu'on leur attribue sont assez disparates. Si on ignore les corrélations entre les séries de DF_m'' ou de DT_m'' on risque d'attribuer les poids relativement grands à un certain nombre de séries qui sont très corrélées et d'avoir une mauvaise compensation mutuelle des erreurs d'observation, ou bien, une mauvaise conservation du SR.

7. CONCLUSIONS

Dans les spectres des erreurs systématiques de latitude et de l'heure le terme annuel est général. Ce n'est pas le cas quand il s'agit du terme semi-annuel.

Les erreurs systématiques dans au moins 50% des cas ne sont pas en conformité de la formule du BIH. La recherche d'une meilleure représentation ne pourra donner que des améliorations mineures, parce que les instruments d'observation ne reproduisent pas d'une année à l'autre les mêmes erreurs.

On a mis en évidence que les observations des différentes stations ne sont pas indépendantes (dans le sens statistique). C'est un grand défaut dont on doit tenir compte pendant le calcul de x , y et TUI-TUC.

TABLE 1

Les sommes SA pour les résidus DF_m . L'unité: 0''0001.

No	OBS	SA	No	OBS	SA	No	OBS	SA	No	OBS	SA
1	BLZ	270	10	W	848	19	SC	75	28	EK	253
2	H	290	11	AI	75	20	SP	238	29	KB	83
3	G	54	12	BS	139	21	UA	212	30	PYZ	158
4	MZP	186	13	CT	—	22	SFA	241	31	POZ	286
5	MS	179	14	MZA	216	23	BK	430	32	PUZ	85
6	N	485	15	PA	80	24	CA	154	33	TT	98
7	O	99	16	PTA	105	25	D	437	34	UK	136
8	RCP	503	17	Q	148	26	GT	71	35	POA	679
9	TO	102	18	RCA	58	27	IRZ	167			

TABLE 2

Les sommes SA pour les résidus DT_m . L'unité: 0°000001.

No	OBS	SA	No	OBS	SA	No	OBS	SA	No	OBS	SA
1	BLI	532	12	IRF	154	23	RCP	255	34	PA	60
2	BOI	1096	13	IRG	572	24	TO	81	35	PTA	478
3	BR	168	14	LA	576	25	MMF	323	36	Q	178
4	BU	3580	15	MA	205	26	NK	221	37	RCA	111
5	BAG	613	16	PUF	251	27	N	143	38	SC	366
6	BAN	372	17	RG	75	28	W	199	39	SP	124
7	PYI	1490	18	H	335	29	AI	135	40	UA	322
8	PTJ	439	19	G	138	30	BS	273	41	SFA	561
9	PRI	350	20	MZP	159	31	IRB	223			
10	RJ	743	21	MS	142	32	IRC	227			
11	TAI	211	22	O	125	33	MZA	108			

TABLE 3

Test du caractère aléatoire des résidus DF_m et DF'_m .

No	G ₁	G ₂	<i>l</i>	No	G ₁	G ₂	<i>l</i>
1	0.556	0.646	49	19	0.640	0.521	58
2	0.449	1.292	50	20	0.244	0.323	38
3	0.476	0.627	57	21	1.363	0.522	42
4	0.490	0.813	61	22	0.159	0.651	42
5	0.394	0.597	55	23	0.188	0.811	63
6	0.267	1.529	46	24	0.518	0.626	56
7	0.507	1.121	36	25	0.295	0.572	53
8	0.312	0.681	61	26	0.568	0.615	61
9	0.340	0.435	54	27	0.349	0.644	61
10	0.277	1.347	61	28	0.459	1.081	51
11	0.780	0.971	52	29	0.817	0.985	52
12	0.731	1.332	48	30	0.735	1.754	42
13	0.582	1.301	22	31	0.503	1.200	57
14	0.406	0.556	56	32	0.513	0.612	57
15	0.523	0.796	56	33	0.467	0.549	53
16	0.607	1.036	45	34	0.236	0.272	61
17	0.255	0.339	42	35	0.330	1.442	34
18	0.720	0.936	49				

TABLE 4

Test du caractère aléatoire des résidus DT_m et DT'_m .

No	G ₁	G ₂	<i>l</i>	No	G ₁	G ₂	<i>l</i>
1	0.683	0.891	57	22	0.458	1.212	35
2	0.428	0.815	48	23	0.276	0.663	61
3	0.548	0.655	51	24	0.646	0.834	54
4	0.447	0.593	46	25	0.212	0.233	41
5	0.816	0.966	49	26	0.310	0.322	46
6	0.532	0.599	60	27	0.402	0.543	46
7	0.291	0.312	49	28	0.187	0.224	62
8	0.663	0.830	26	29	0.451	0.630	53
9	0.345	0.377	50	30	0.446	0.471	50
10	0.496	0.595	41	31	0.565	1.153	52
11	0.352	0.365	42	32	0.369	0.668	51
12	0.358	0.460	60	33	1.017	1.173	56
13	0.142	0.145	46	34	0.783	0.934	57
14	0.126	0.156	40	35	0.419	0.642	45
15	0.318	0.399	54	36	0.543	0.680	42
16	0.099	0.107	46	37	0.434	0.796	49
17	0.544	0.576	43	38	0.303	0.600	58
18	0.263	0.315	50	39	0.263	0.287	40
19	0.277	0.400	57	40	0.336	0.462	42
20	0.746	0.864	61	41	0.226	0.438	41
21	0.468	0.695	54				

TABLE 5
Stabilité des systèmes RF_m .

GRUPE III: Observatoires équipés de PZT:

q:	1	2	3	4
OBS				
H	+	+	+	+
G	+	+	+	+
MZP	—	+	+	+
MS	+	+	—	—
O	+	+		
RCP	+	+	—	+
TO	+	—	+	+
N	—	—	—	+
W	+	+	+	+

GRUPE IV: Observatoires équipés d'astrolabes:

Al	+	—	+	+
BS	+	+	+	+
MZA	—	+	—	—
PA	+	+	+	+
PTA	+	+	+	—
Q	—	+	+	—
RCA	—	+	—	
SC	+	+	+	+
SP	+	—	—	—
UA	+	+	+	+
SFA	+	+	—	
POA	+	+		

GRUPE V: Observatoires équipés de lunettes zénithales:

BLZ	+	+	+	+
BK	+	+	+	+
CA	+	—	+	+
D	+	+	+	+
GT	+	+	+	+
IRZ	+	+	+	+
EK	+	+	+	—
KB	—	+	—	+
PYZ	—	+	+	+
POZ	+	+	—	+
PUZ	+	+	—	—
TT	—	+	—	—
UK	—	—	+	+

TABLE 6

Stabilité des systèmes RT_m .

GROUPE I: Observatoires équipés d'instruments des passages visuels:

q:	1	2	3	4
OBS				
BLI	—	+	+	+
BOI	—	—	+	+
BR	—	—	—	+
BU	—	—	+	—
BAG	+	+	—	+
BAN	+	—	+	+
PYI	—	—	+	—
PTJ	—	—	+	
PRI	—	—	—	—
RJ	—	—	—	
TAI	+	—	—	+

GROUPE II: Observatoires équipés d'instruments des passages photoélectriques.

IRF	—	+	+	+
IRG		+	—	—
LA		—	—	+
MA	+	+	—	+
MMF	+	+	—	+
NK	+	—	—	—
PUF	—	—	+	
RG	—	+	—	+

GROUPE III: Observatoires équipés de PZT:

H	—	—	—	+
G	+	—	+	+
MZP	—	+	+	—
MS	+	—	—	+
O	+	+		
RCP	+	+	+	+
TO	+	—	—	+
N	—	—	—	+
W	+	—	+	+

GROUPE IV: Observatoires équipés d'astrolabes:

AI	+	+	+	+
BS	—	—	—	+
IRB		+	+	—
IRC		—	—	—
MZA	—	+	+	+
PA	+	+	—	+
PTA	—	—	+	+
Q	+	+	—	—
RCA	—	+	—	
SC	+	—	—	+
SP	—	+	—	+
UA	+	—	+	+
SFA	—	—	—	

TABLE 7

Les moyennes de groupe des paramètres de Wilcoxon dans les systèmes de RF_m :

GROUPE	q	WA	WB	W_{min}	W_{max}
III	1	140	163	110	180
	2	119	159	96	161
	3	113	161	100	167
	4	110	134	87	146
IV	1	121	148	96	161
	2	108	142	90	151
	3	89	116	67	119
	4	79	102	58	116
V	1	130	168	107	171
	2	123	157	98	164
	3	128	155	100	166
	4	103	133	83	141

TABLE 8

Les moyennes de groupe des paramètres de Wilcoxon dans les systèmes de RT_m :

GROUPE	q	WA	WB	W_{min}	W_{max}
I	1	87	136	87	136
	2	77	128	77	129
	3	84	129	80	129
	4	94	128	94	128
II	1	108	162	105	165
	2	104	157	100	161
	3	73	147	73	148
	4	84	110	81	113
III	1	132	169	130	170
	2	112	169	108	173
	3	119	168	108	179
	4	105	136	97	145
IV	1	103	159	100	162
	2	114	152	109	157
	3	94	138	93	140
	4	85	116	83	118

TABLE 9

Coefficients de corrélation entre les séries de DF_m'' .

OBS	R_{ij}	n	OBS	R_{ij}	n
H-MS	0.811	41	W-UA	0.770	28
H-RCP	-684	47	W-BK	605	57
H-W	813	48	W-IRZ	646	54
H-O	831	29	W-EK	843	40
H-BS	863	29	W-POZ	699	49
H-MZA	629	41	W-POA	857	31
H-Q	650	25	AI-POA	736	29
H-RCA	-623	31	BS-PTA	606	26
H-UA	678	25	BS-Q	624	25
H-BK	740	49	BS-UA	812	20
H-IRZ	712	47	BS-BK	625	43
H-EK	802	34	BS-IRZ	675	41
H-POZ	757	45	BS-EK	651	31
H-POA	602	29	BS-KB	-624	32
MZP-SP	-794	22	BS-POZ	625	37
MZP-UA	-629	25	BS-POA	658	25
MZP-D	-694	39	MZA-Q	652	28
MZP-PYZ	682	25	MZA-UA	610	24
MS-W	635	49	MZA-BK	654	52
MS-Q	612	28	MZA-CA	-640	41
MS-BK	668	50	MZA-IRZ	682	50
MS-IRZ	693	48	MZA-POZ	664	46
MS-EK	640	35	MZA-POA	645	29
MS-POZ	671	46	PA-SP	-661	20
N-TO	641	33	PA-D	-720	41
N-PA	768	38	PA-PYZ	795	27
N-SP	-637	20	PTA-UA	653	23
N-BK	760	43	PTA-POA	777	26
N-D	-704	34	Q-BK	639	40
N-PYZ	871	25	Q-IRZ	677	37
O-RCP	-694	35	SC-SP	626	22
O-W	814	34	SC-PYZ	-659	26
O-BS	684	30	SP-D	658	28
O-MZA	705	33	UA-EK	764	28
O-Q	764	28	UA-POA	667	23
O-UA	691	23	SFA-PUZ	601	29
O-BK	741	35	BK-IRZ	842	56
O-IRZ	737	34	BK-EK	665	41
O-EK	803	30	BK-PYZ	645	28
O-POZ	765	33	BK-POZ	722	51
RCP-W	-850	53	CA-PYZ	-690	24
RCP-BS	-719	33	CA-POZ	-618	46
RCP-UA	-757	27	D-PYZ	-717	26
RCP-EK	-725	40	D-UK	-632	51
RCP-POA	-843	31	IRZ-EK	662	38
TO-BK	769	51	IRZ-POZ	728	47
W-AI	619	39	IRZ-PUZ	605	46
W-BS	777	33	EK-POZ	699	43
W-MZA	678	45	EK-POA	626	28

TABLE 10

Coefficients de corrélation entre les séries de DT_m'' .

OBS	R_{ij}	n	OBS	R_{ij}	n
BLI-IRB	0.648	35	G-PTA	0.639	32
BLI-RCA	677	33	G-SC	-635	47
BOI-MS	738	34	MS-RCP	-728	49
BOI-O	724	26	MS-IRB	636	33
BOI-TO	-776	35	MS-IRC	645	31
BOI-MMF	-676	21	MS-PA	604	43
BOI-IRC	631	30	MS-PTA	682	28
BOI-RCA	718	29	MS-RCA	742	31
BR-MA	602	36	MS-SC	-604	44
BU-AI	-727	34	O-TO	-633	31
BU-IRC	717	27	O-RCA	719	31
BU-UA	-769	23	O-UA	620	22
BAG-N	-612	24	RCP-N	719	33
BAN-LA	-610	22	RCP-IRB	-743	39
PTJ-TAI	-754	13	RCP-IRC	-737	39
PTJ-NK	-618	15	RCP-PTA	-670	34
PTJ-UA	810	12	RCP-RCA	-670	38
PRI-MMF	-644	22	RCP-SC	841	50
PRI-SFA	610	26	TO-RCA	-713	33
IRC-NK	811	22	N-PTA	-734	25
LA-W	607	38	W-PA	627	50
MA-MS	670	40	AL-UA	869	26
MA-RCP	-706	49	IRB-IRC	796	35
MA-PTA	722	30	IRB-SC	-656	42
MA-RCA	642	33	IRC-SC	-787	39
H-AL	678	34	MZA-UA	603	23
G-MS	617	40	PTA-RCA	640	31
G-RCP	-703	53	PTA-SC	-643	40
G-N	-649	30	RCA-SC	-617	39

TABLE 11

Les moyennes de R_{ij} et de $|R_{ij}|$ pour les résidus DF_m'' .

OBS	CRM	ACRM	OBS	CRM	ACRM
BLZ	-0.054	0.236	SC	0.077	0.287
H	275	465	SP	40	347
G	-20	264	UA	223	444
MZP	-67	353	SFA	106	259
MS	224	390	BK	287	481
N	137	432	CA	-132	312
O	282	477	D	-39	367
RCP	-224	435	GT	183	256
TO	199	408	IRZ	285	467
W	283	485	EK	253	461
AI	103	339	KB	-168	313
BS	279	431	PYZ	81	399
CT	-86	257	POZ	261	436

TABLE 11 (SUITE)

OBS	CRM	ACRM	OBS	CRM	ACRM
MZA	240	429	PUZ	191	339
PA	125	375	TT	— 6	200
PTA	154	358	UK	83	280
Q	260	400	POA	156	463
RCA	—171	318			

TABLE 12

Les moyennes de R_{ij} et de $|R_{ij}|$ pour les résidus DT'' .

OBS	CRM	ACRM	OBS	CRM	ACRM
BLI	0.147	0.296	O	0.186	0.358
BOI	209	408	RCP	—120	393
BR	156	272	TO	—169	352
BU	— 37	291	MMF	—113	310
BAG	93	259	NK	51	264
BAN	47	198	N	— 43	332
PYI	23	197	W	84	330
PTJ	76	275	AL	61	308
PRI	113	283	BS	87	242
RJ	71	182	IRB	127	341
TAI	— 46	216	IRC	98	360
IRF	— 53	284	MZA	38	222
IRG	— 34	266	PA	128	290
LA	54	259	PTA	147	359
MA	173	344	Q	116	216
PUF	36	222	RCA	193	380
RG	88	246	SC	— 86	361
H	96	238	SP	80	272
G	113	347	UA	133	320
MZP	— 35	206	SFA	90	238
MS	177	379			

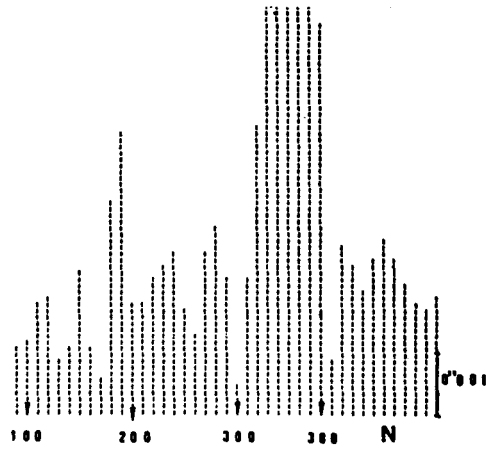
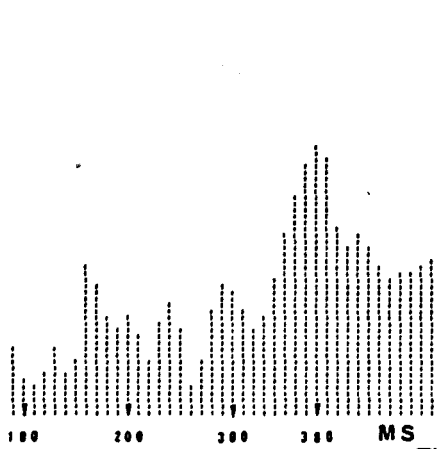
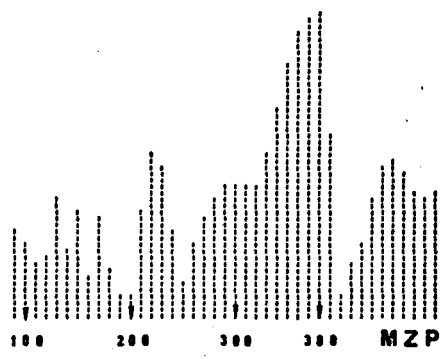
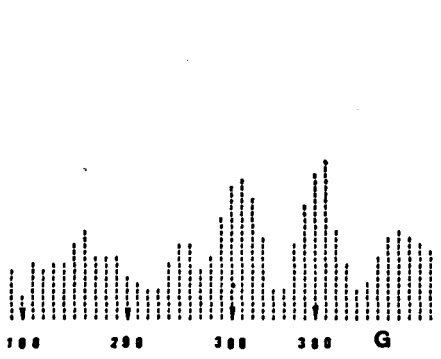
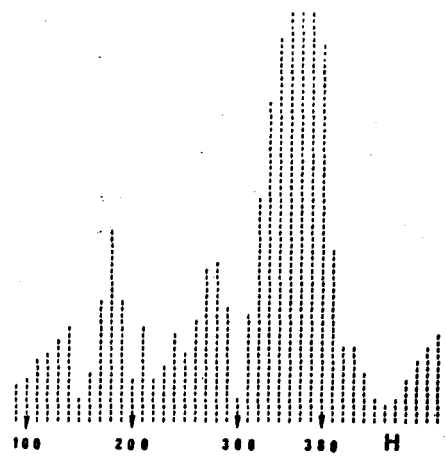
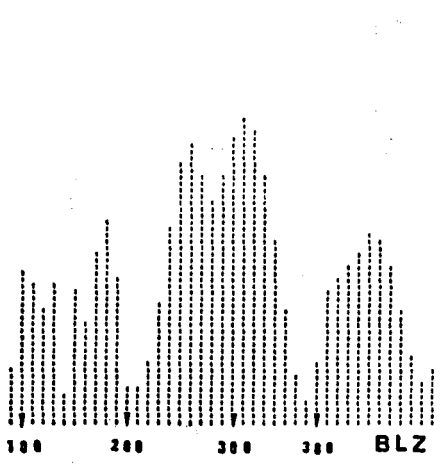


FIG 1

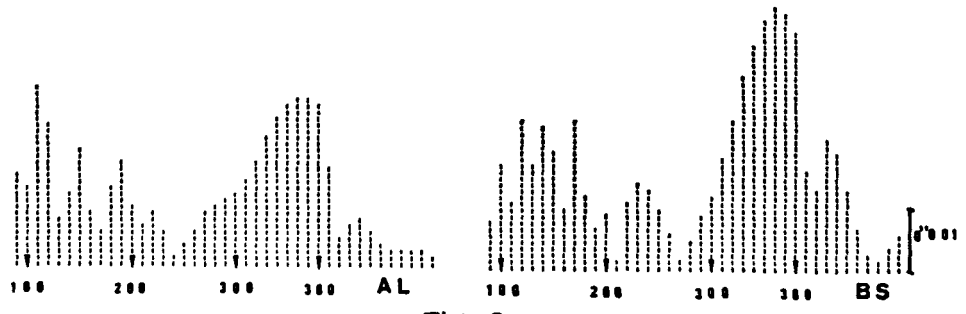
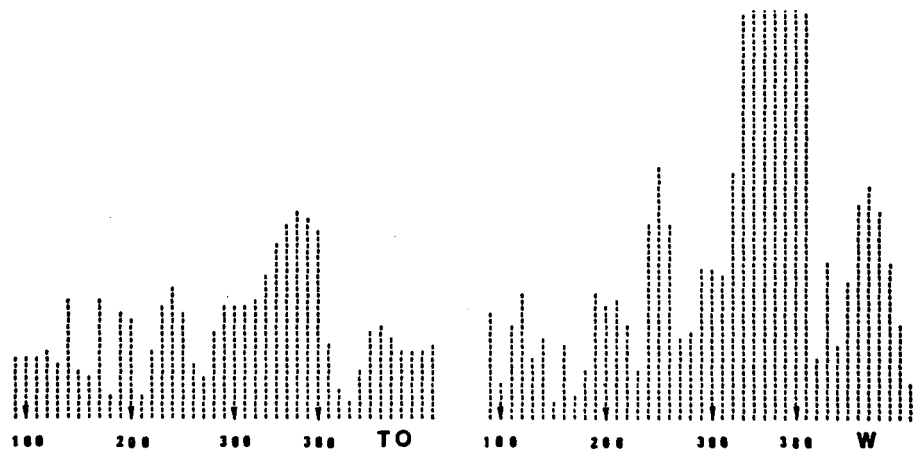
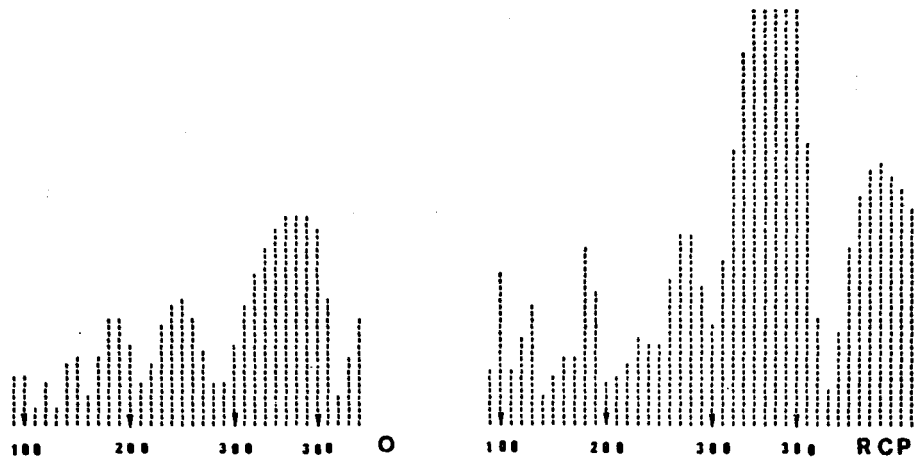


FIG 2

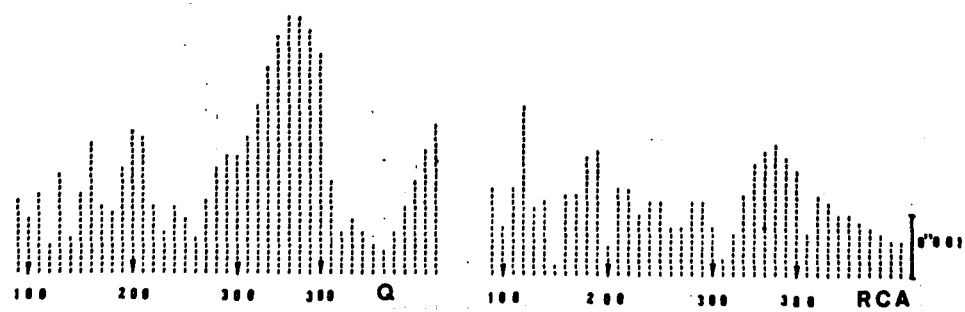
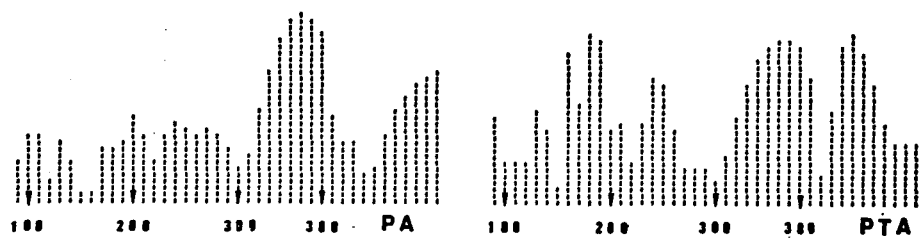
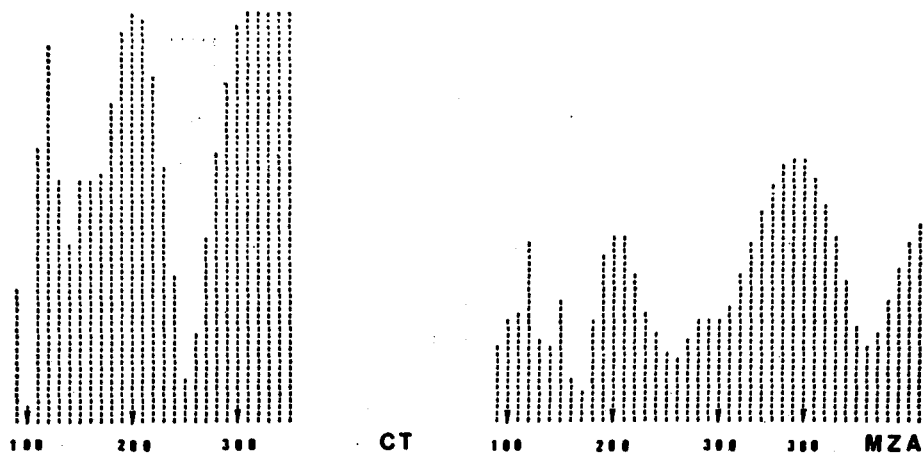
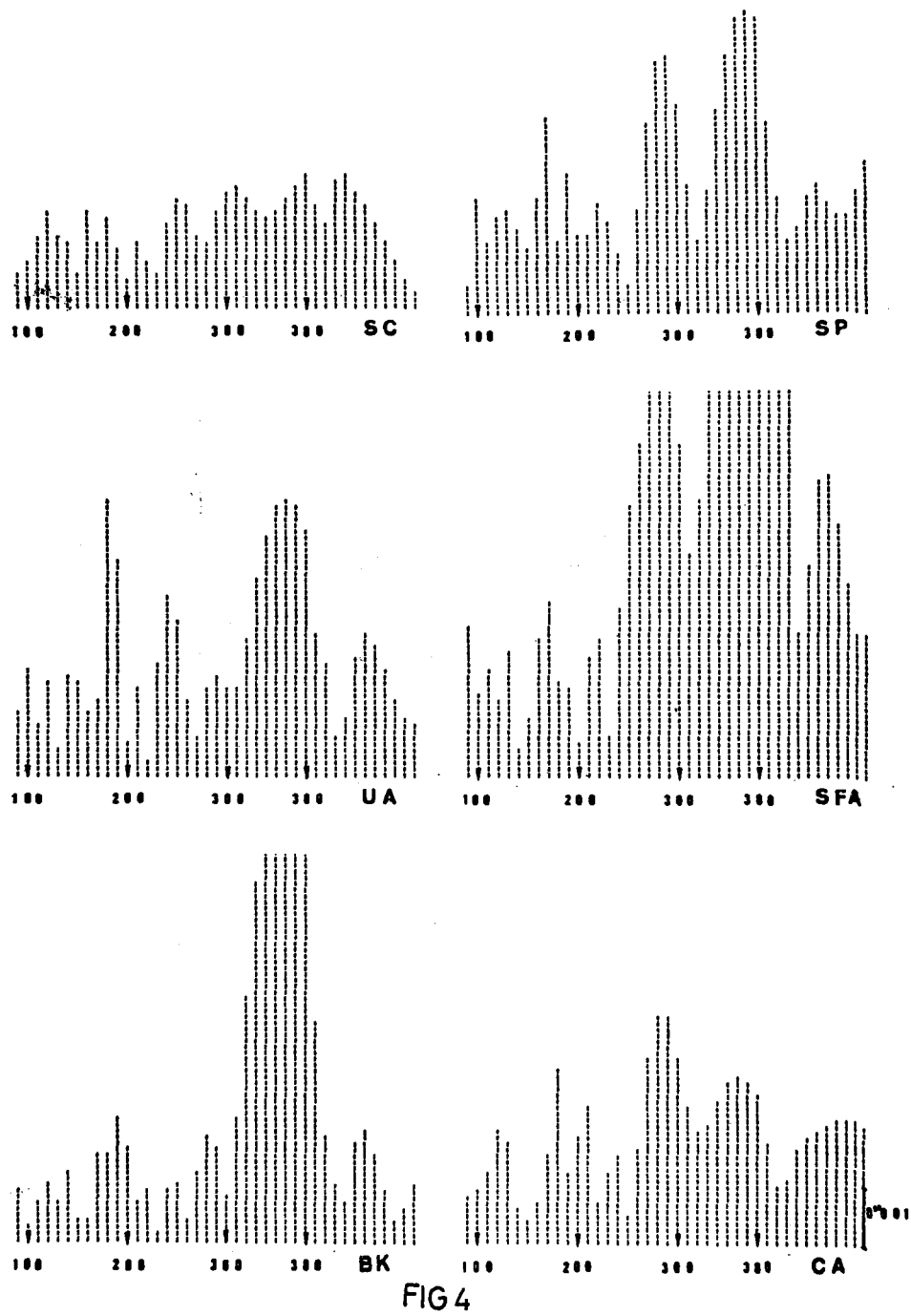


FIG 3



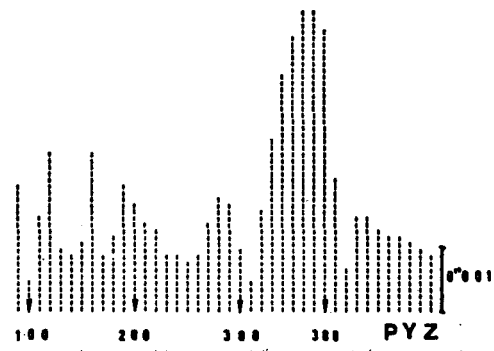
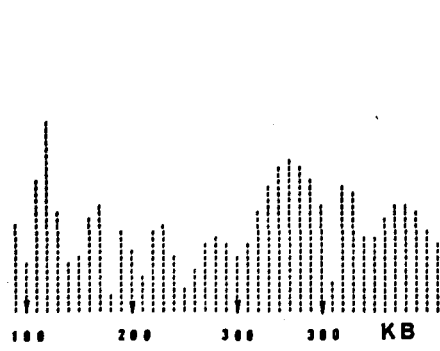
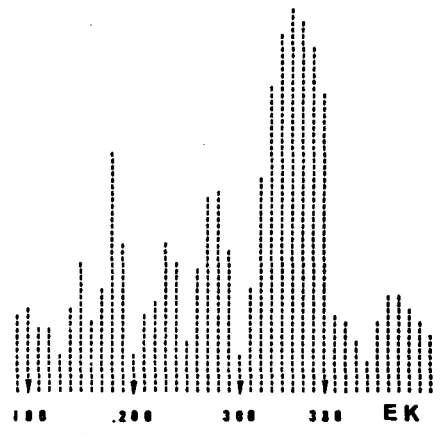
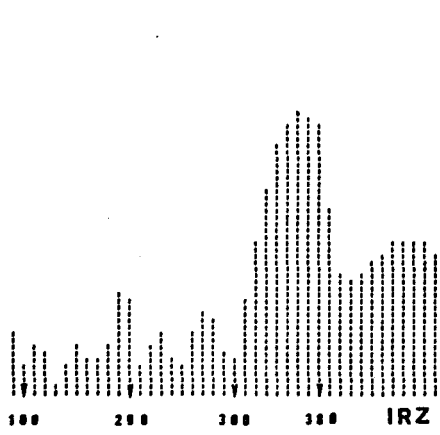
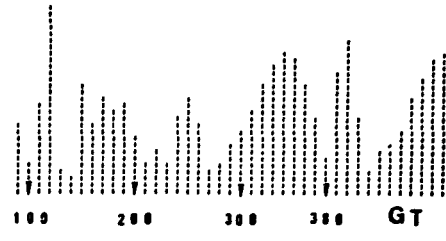
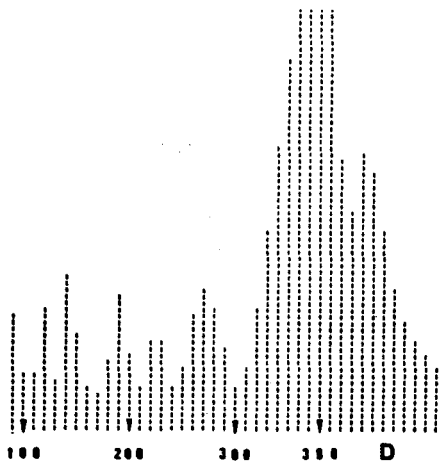


FIG 5

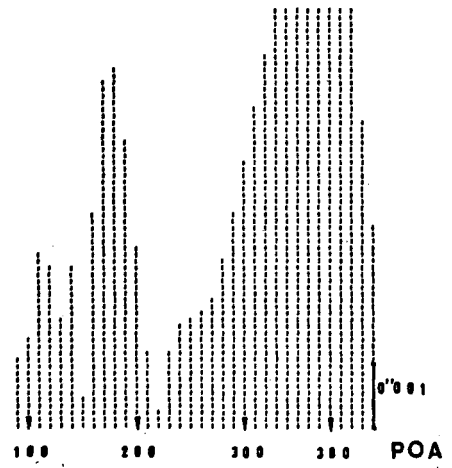
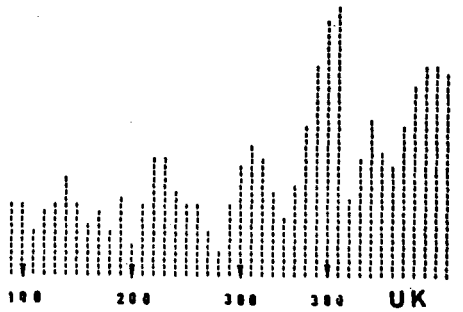
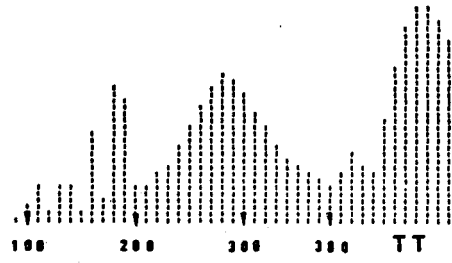
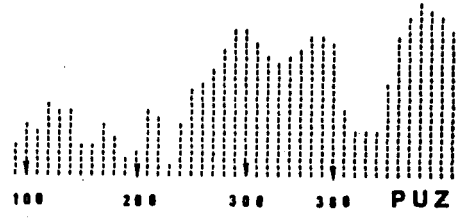
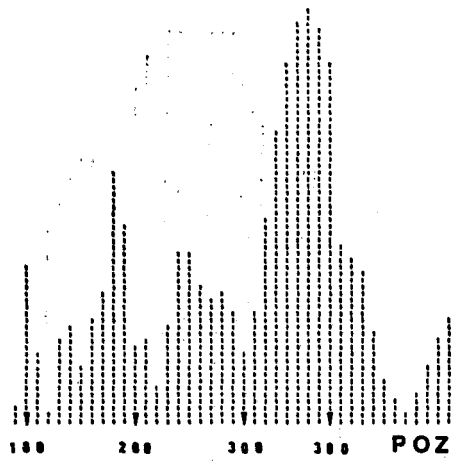


FIG 6

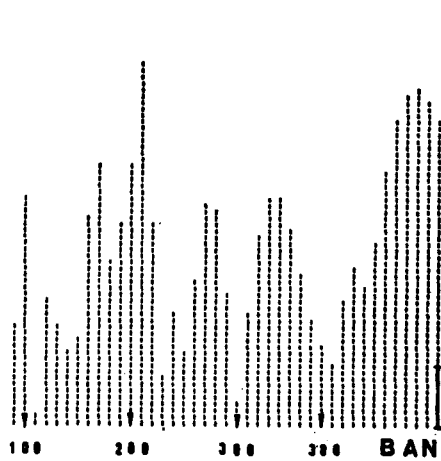
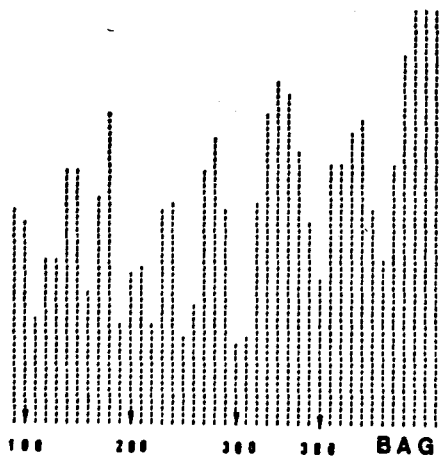
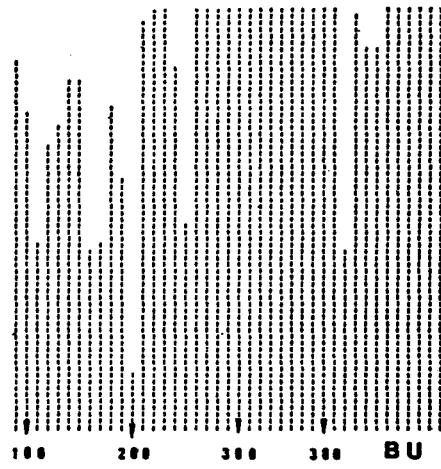
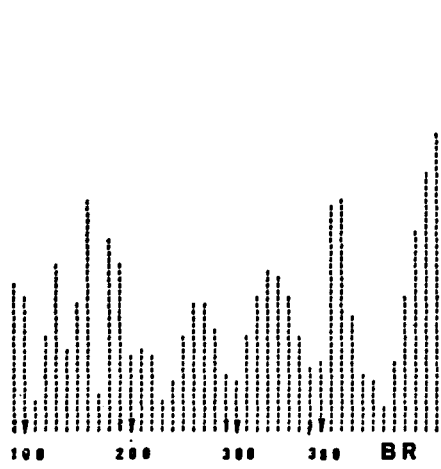
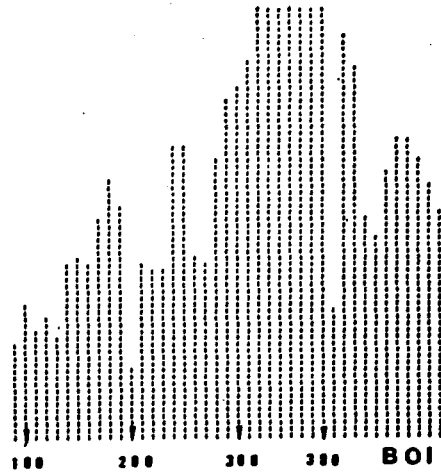
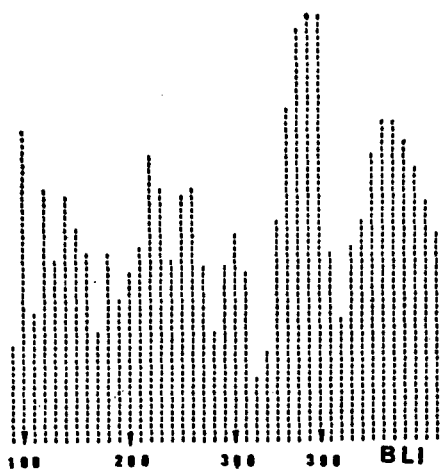


FIG 7

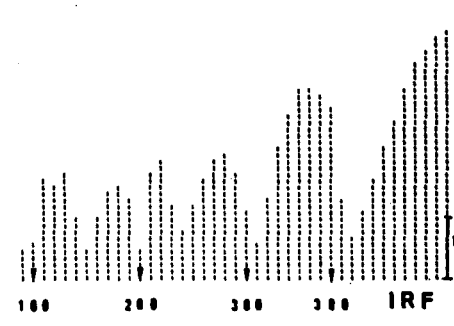
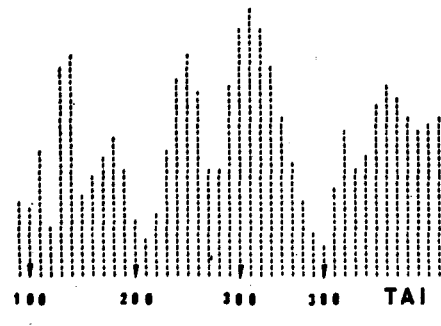
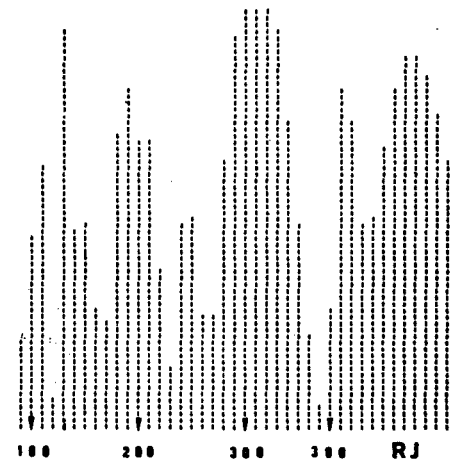
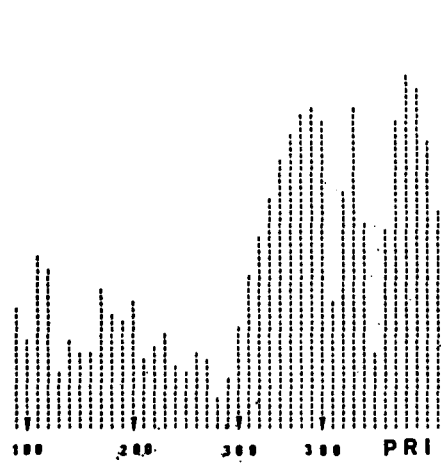
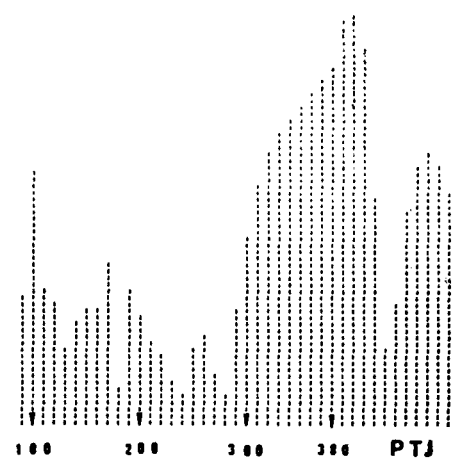
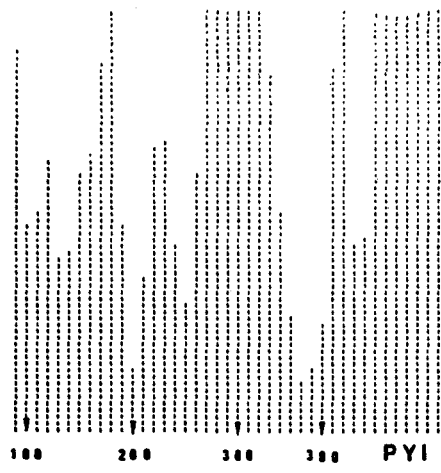


FIG 8

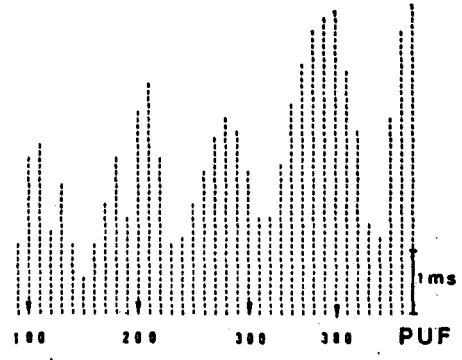
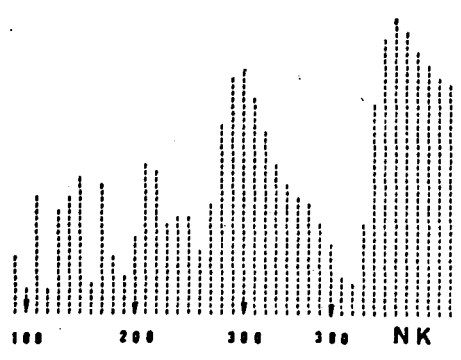
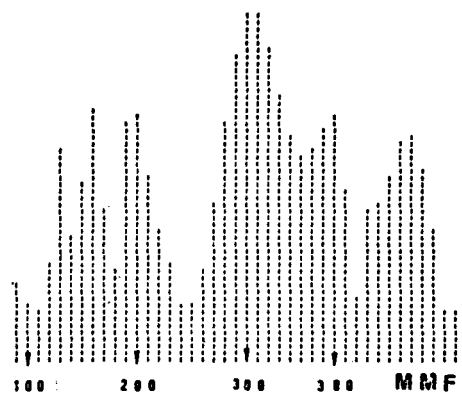
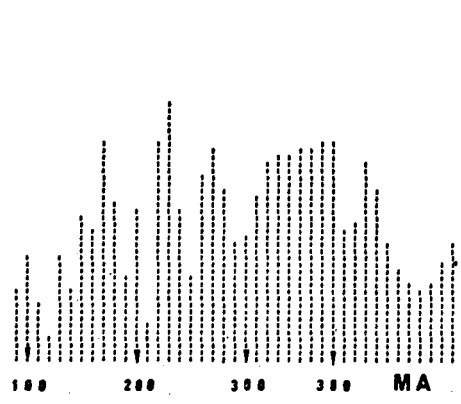
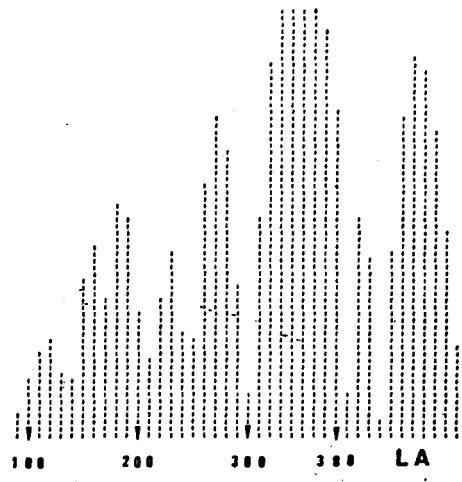
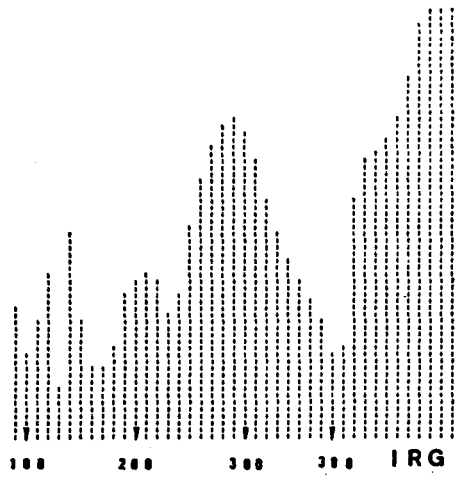


FIG 9

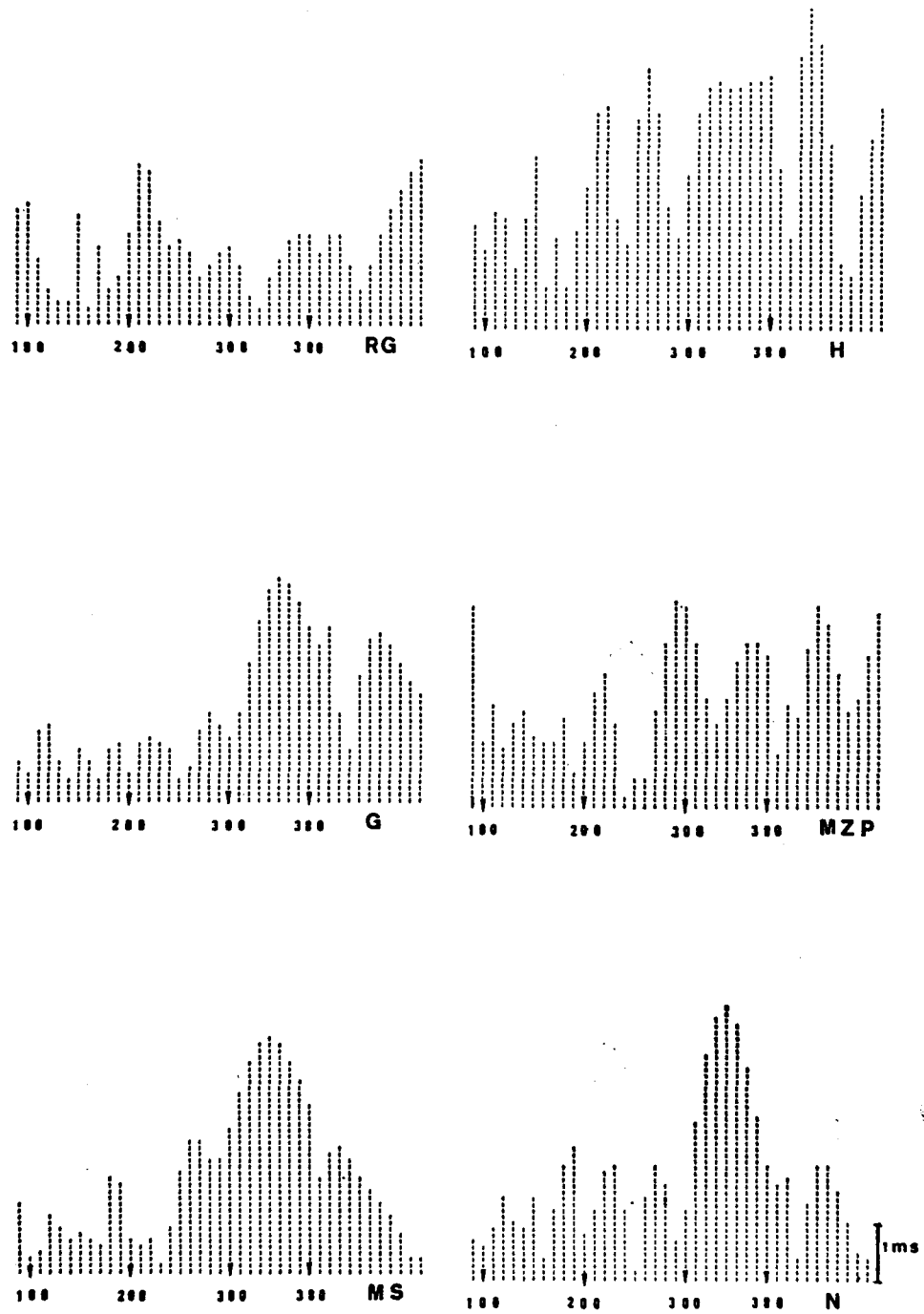


FIG 10

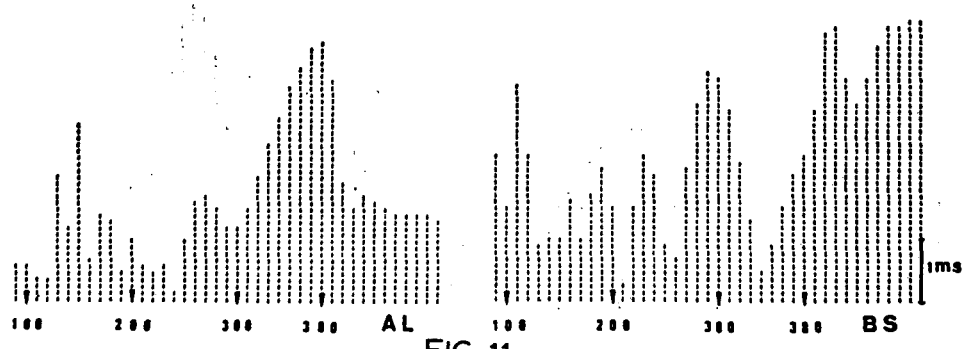
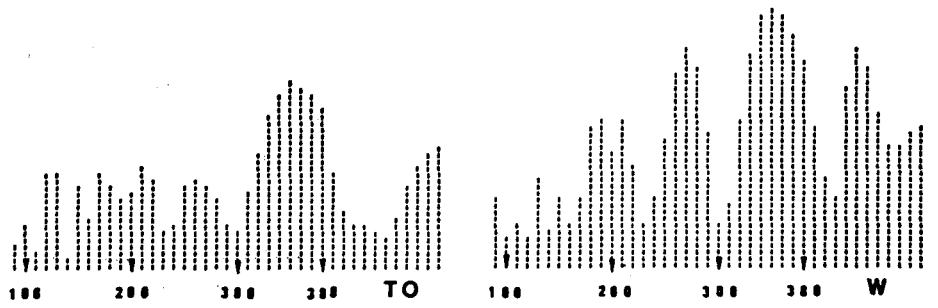
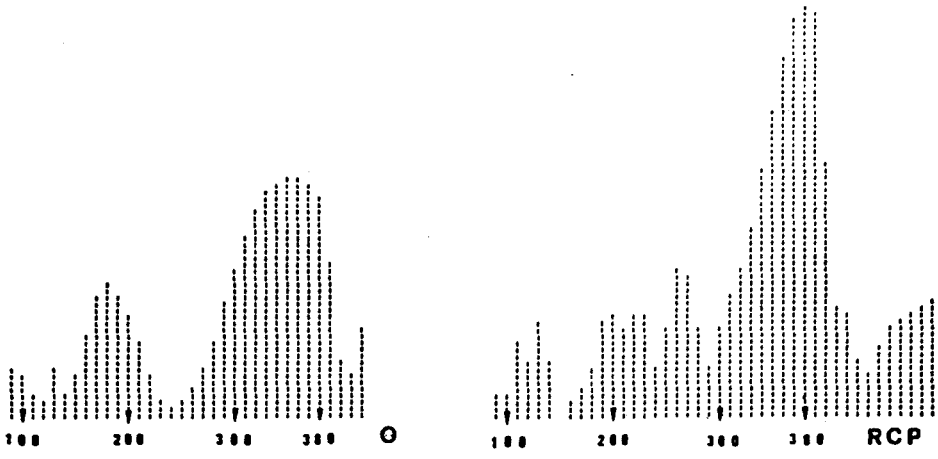


FIG 11

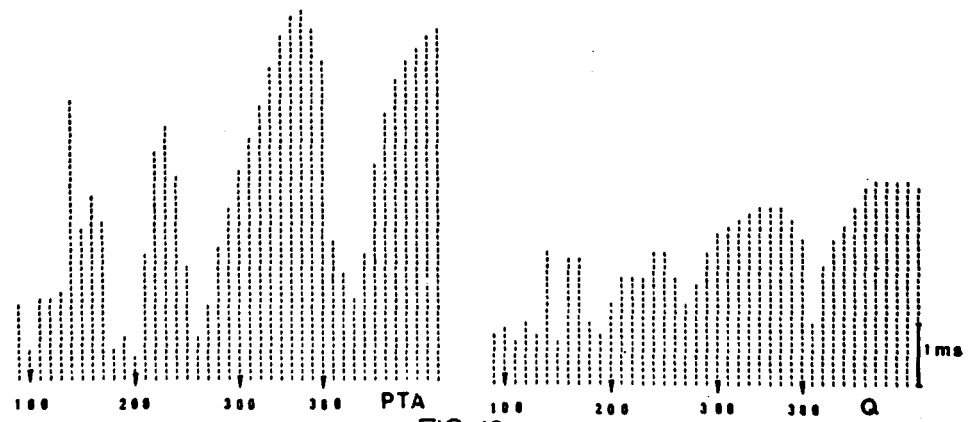
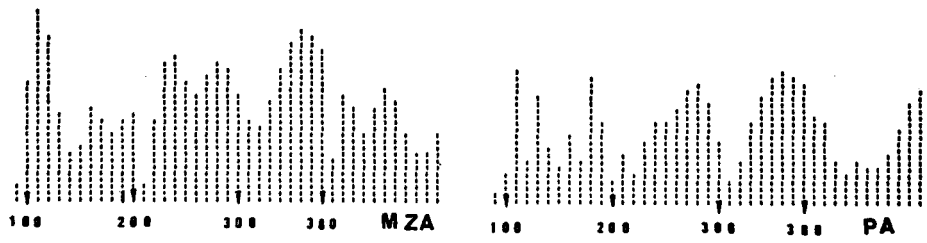
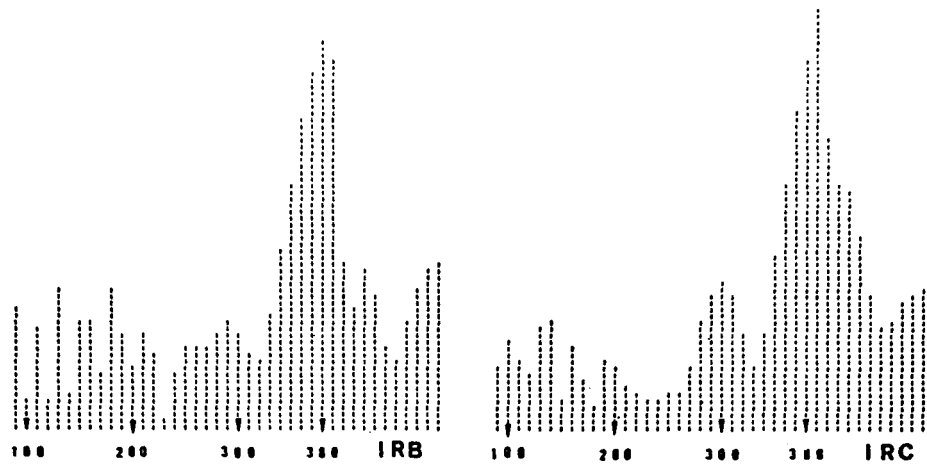


FIG 12

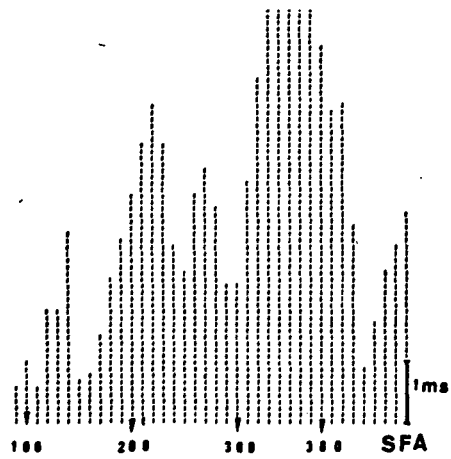
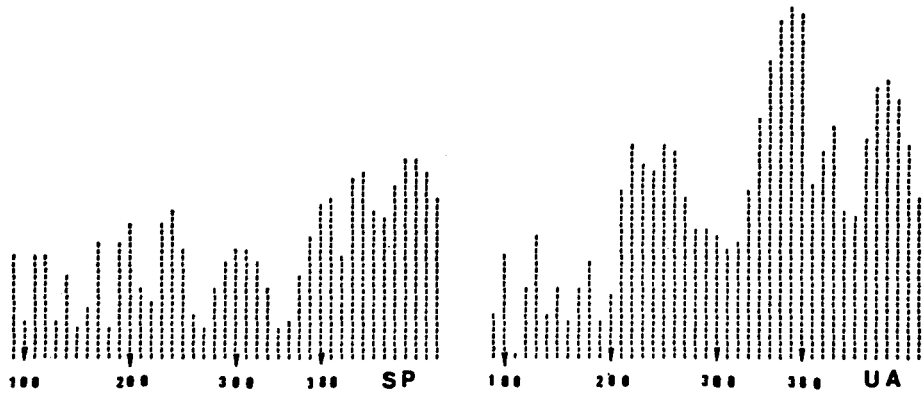
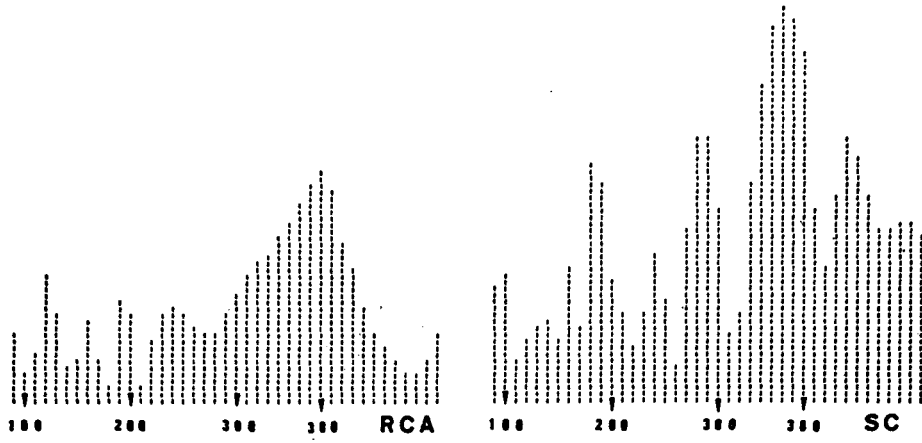


FIG 13

*

Ce travail fait partie du projet ASTROMETRIE ET ASTROPHYSIQUE financé par la Communauté des sciences de la RS de Serbie.

R É F É R E N C E S

- Aivazian S., 1970: Etude statistique des dépendances. „Mir“, Moscou.
- Đurović D., 1975: Coordonnées du pôle et TU1-TUC pour l'intervalle 1967—1974. Bulletin d'observations: marées terrestres, IV, 3, Observatoire Royal de Belgique.
- Feissel M., 1971: La conservation du système de référence des résultats du Bureau International de l'Heure. Etude de la stabilité des instruments mesurant le Temps Universel ou la Latitude. Rapport annuel pour 1971 du BIH.
- Linnik Yu. V., 1958: Méthode des moindres carrés et éléments de la théorie de réduction des observations (en russe). Moscou.
- Mironov N.T. et Fedorov E.P., 1969: Sur les systèmes des coordonnées qu'on utilise dans la recherche de la rotation de la Terre (en russe). *Astronomitschesky jurnal*, 46, 6.
- Véntzel E.S., 1969: Théorie des probabilités (en russe). „Mir“, Moscou.