

K. E. KRAFFT

STATISTICIEN

Influences solaires et lunaires

sur la

NAISSANCE HUMAINE

7 tableaux — 13 figures



ÉDITIONS MÉDICALES NORBERT MALOINE

27, RUE DE L'ÉCOLE-DE-MÉDECINE, 27

..... PARIS 1928

Prix : 8 francs

K. E. KRAFFT

STATISTICIEN

Influences solaires et lunaires

sur la Naissance humaine

7 tableaux — 13 figures

ÉDITIONS MÉDICALES NORBERT MALOINE
27, RUE DE L'ÉCOLE-DE-MÉDECINE, 27
..... PARIS 1928

OUVRAGES DU MÊME AUTEUR

Influences cosmiques sur l'individu humain. — Résumé d'une étude historique, expérimentale et philosophique au sujet des correspondances cosmobiologiques (Tirage à part de la revue *Vers l'Unité*, Genève, 1923) Prix 3 fr.

Die Vererbung des Gestirnsstandes zur Geburtszeit. — Compte rendu d'une étude expérimentale sur l'hérédité des constellations du jour de naissance, illustré de 9 graphiques et de plusieurs tableaux synoptiques (Tirage à part de la revue *Die Astrologie*, Berlin-Pankow, 1927) 4 fr.

Astro-Physiologie. — Compte rendu d'une investigation statistique sur les rapports existant entre le ciel de naissance, le mouvement des astres et le déroulement physiologique du corps humain, avec de nombreux graphiques et tableaux synoptiques (Tirage à part de la revue *Sterne und Mensch*, Leipzig, 1928) 10 fr.

(*A paraître prochainement*)

Ueber den Begriff der Kontinuität. — Développement d'une nouvelle méthode pour la recherche de périodicités cachées impliquant l'analyse approfondie de plusieurs documents astrobiologiques environ 12 fr.

(*En préparation*)

On the relation between astronomic and biological phenomena. — Ouvrage populaire sur les résultats d'investigations historiques, expérimentales et philosophiques au sujet des relations entre le macro- et le microcosmos ; avec une préface du D^r Ad. FERRIÈRE, professeur à l'Institut J.-J. ROUSSEAU, Genève ; 2 reproductions en simili ainsi que de nombreux tableaux et graphiques (ORRILL FUSSELL, Zurich) environ 30 fr.

AVANT-PROPOS

Le présent opuscule fait partie d'une série de comptes rendus, d'exposés, etc., émanant de recherches, que l'auteur poursuit depuis de nombreuses années (1).

En se basant sur un matériel très étendu, impliquant entre autre plus de *dix mille dates de naissances* relevées en plus grande partie des registres d'état civil, l'auteur a étudié, par des méthodes rigoureusement scientifiques, c'est-à-dire, purement expérimentales et appliquées en dehors du cadre de toute tradition astrologique ou autre, le problème des relations possibles ou probables entre certains phénomènes cosmiques et des données biologiques telles que l'accouchement, l'hérédité, la longévité, ou d'ordre psychologique telle que la prédisposition musicale. Au cours de ces recherches, plus de *sept cent mille observations* ont été enregistrées, dont chacune porte son numéro de contrôle, pour être soumise à l'analyse statistique.

Si les discussions d'ordre mathématique contenues dans certains passages de l'exposé suivant paraissent à l'un ou l'autre des lecteurs quelque peu arides, l'auteur tient à rappeler qu'en domaine de science expérimentale, aucune « impression » ni même « évidence » n'ont de valeur, à moins d'être appuyées par des chiffres ! C'est pourquoi il a fallu chercher à exprimer en termes rigoureux les relations étudiées dans la suite. Le lecteur attentif s'apercevra, du reste, assez vite que ce sont toujours les trois ou quatre mêmes formules qui entreront en ligne

1. A consulter la liste des travaux publiés ou en voie de publication insérée ci-contre.

de compte ; alors il se sentira le courage de les assimiler, pour mieux pénétrer le problème en question.

D'autre part, il faut souligner une fois pour toutes que ni le caractère apparemment assez étrange de ces recherches cosmobiologiques ni aucune objection *a priori* ou *a posteriori* aux conclusions tirées des résultats ne pourraient servir de contre-preuves lorsque les faits se trouvent établis aussi impartialement comme tel est le cas dans la présente enquête. Par conséquent, toute opposition ou contradiction sur les découvertes relatées, basées sur l'une ou l'autre des théories ou opinions courantes, ne peut entraîner que la modification ou l'abandon de ces dernières, lesquelles doivent être remplacées par d'autres répondant mieux aux faits nouveaux.

Aussi le lecteur est-il prié d'examiner les documents qui lui seront soumis dans les pages suivantes, avec le même esprit d'impartialité que celui par lequel l'auteur s'est laissé guider dans ses explorations d'un domaine inconnu à la science d'hier.

Zurich, le 8 déc. 1927.

K. E. K.

Influences solaires et lunaires

sur la Naissance humaine

INTRODUCTION

De nombreuses enquêtes sur la distribution de fréquence des naissances humaines ont fait connaître l'intervention de deux cycles à base astronomique : D'une part, les *variations saisonnières*, dans leur occurrence, se trouvent évidemment en connexion avec la *révolution de la terre* autour du soleil ; d'autre part, sa *variation diurne* paraît dépendre de la *rotation* du globe sur son axe.

La première périodicité implique, pour les pays situés sur l'hémisphère boréale, un maximum tombant sur les mois de février, mars ou avril, et un ou deux minima, dont le plus important se trouve situé vers les mois de novembre ou décembre. Dans ce cycle annuel, les écarts de la moyenne (réduite à un nombre de jours égal par mois) peuvent varier, d'un pays à l'autre, de cinq à vingt pour cent. L'existence de cette périodicité qui, du reste, ne dépend qu'indirectement de sa cause astronomique, ne saurait guère être considérée comme chose nouvelle.

Par contre, la variation *diurne* dans la fréquence des accouchements semble être moins bien connue, quoiqu'elle dépasse, en fait de pourcentage des écarts, sensiblement les variations à constater dans la périodicité annuelle. A ce sujet, des statistiques très étendues ont été établies et publiées par GOEBLERT (1) ; celles-ci démontrent, à côté des

1. Ces enquêtes ont été basées sur environ 90 000 naissances relevées au canton de Zurich entre les années 1876 et 1884 ; les travaux relatifs se trouvent insérés dans le *Biolog. Centralblatt*, Erlangen (1888) ; un résumé en a été offert par le D^r W. MOUFANG dans la revue *Die Astrologie*, éd. chez LINSER, Berlin-Pankow, numéro d'avril 1927.

variations saisonnières, l'existence d'un *cycle journalier* accusant un maximum du nombre des accouchements aux *heures matinales*, c'est-à-dire, entre minuit et quatre heures, et un *minimum* au courant de l'*après-midi*. Quoique GOBLERT ne se soit pas occupé, dans le cours de ses recherches, ni des conditions différentes pour les deux sexes, ni d'une répercussion possible de la première périodicité sur la seconde, les écarts de la moyenne relevés varient entre douze et vingt-cinq pour cent — résultat qui aurait mérité plus d'attention que cela ne paraît avoir été le cas jusqu'alors.

Une étude systématique de ce problème a été entreprise par l'auteur sur la base suivante : Des registres de naissance de l'état civil du canton de Genève, en particulier de la commune de Plainpalais, (où se trouve située la maternité), chaque dixième cas de naissance, inscrit entre le 1^{er} janvier 1902 et le 31 décembre 1922, fut copié sur une fiche portant le numéro, les initiales, le sexe et le moment (heure, quart d'heure ou même minute) de naissance du nouveau-né (1). Toutes ces fiches furent numérotées consécutivement dans l'ordre chronologique (séparément pour les deux sexes), afin de faciliter dans la suite le contrôle des résultats obtenus par l'application des différents procédés statistiques. Ainsi un total de 1146 naissances de sexe masculin et de 1072 de sexe féminin a été réuni pour être soumis à l'analyse; en cas de naissance multiple, tous les enfants ont été comptés; d'autre part, 59 resp. 31 mort-nés sont également compris dans l'enquête.

Avant d'entamer la discussion des résultats obtenus, il paraît désirable de répondre à une question capitale en domaine de statistique : Jusqu'à quel degré de probabilité ou de certitude relative, les constatations faites sur le nombre *limité* de 2218 cas, sur lequel l'enquête est basée, peuvent-elles être *généralisées*? Autrement dit : En dedans

1. L'auteur tient à remercier les autorités d'avoir bien voulu lui permettre de consulter ces registres qui, après avoir été introduits en France et en Suisse romande dès le commencement du siècle passé, se sont montrés d'une valeur inestimable pour toute enquête dans le genre de la présente.

de quelles limites, les propriétés d'une collectivité restreinte, peuvent-elles être considérées comme représentation fidèle de celles de la totalité inaccessible à l'investigation? C'est là que réside un des problèmes les plus délicats de la méthode inductive en général, et de l'investigation statistique en particulier.

Les phases successives de cette étude feront connaître au lecteur quelques-uns des nombreux procédés préconisés par les statisticiens pour établir la probabilité en faveur de ce que tel écart, tel coefficient de corrélation, tel arrangement particulier peuvent être considérés, tout en n'étant constatés que pour une fraction des cas effectifs ou possibles, comme manifestations de propriétés inhérentes à la totalité.

Dans le cas particulier de cette enquête, une possibilité de contrôle très satisfaisante a été offerte par la comparaison systématique de la *fréquence mensuelle* des naissances relevées à Genève avec les chiffres établis pour Bâle, ces derniers concernant le nombre considérable de 31 142 cas (1); le tableau ci-contre reproduit les détails du calcul correspondant :

Dans la première colonne verticale (M) se trouvent indiqués les douze mois de l'année; la seconde et la cinquième contiennent les « nombres-index » des naissances ayant eu lieu à Bâle (B) et à Genève (G); sous δ_1 et δ_2 sont marqués les écarts (positifs ou négatifs) de la moyenne (100), sous δ_1^2 et δ_2^2 , leurs carrés respectifs; enfin la colonne double à droite contient sous $\delta_1\delta_2$ les produits de ces écarts établis mois par mois, des *chiffres positifs* indiquant que ces derniers ont eu lieu dans le même sens, tandis que les *chiffres négatifs* correspondent à une *direction opposée* des déviations.

Le degré d'une corrélation se calcule le plus facilement d'après la formule indiquée par PEARSON (2) :

1. Cf. *Annuaire statistique du canton de Bâle-Ville*, année 1923, pp. 26 et 28, édité par l'Office de Statistique du canton.

2. Cf. *Mathematical contributions to the theory of evolution* (Philos. Transact. Roy. Soc. London, série A, vol. 186 et 187, 1895-1896).

$$r = \frac{\Sigma (\delta_1 \delta_2)}{\sqrt{\Sigma (\delta_1^2) \cdot \Sigma (\delta_2^2)}}$$

Dans cette formule, r est le *coefficient de corrélation* : Σ (sigma grec) signifie « somme » (des produits $\delta_1 \delta_2$ et des carrés δ_1^2 et δ_2^2). Les valeurs de r peuvent osciller entre un maximum de + 1 et un minimum de - 1. Le premier correspond à une corrélation positive et parfaite ; le second indique que la corrélation est également parfaite, mais inverse : les deux distributions varient en sens contraire ; elles sont antagonistes. Lorsque la connexion entre les deux variantes est faible ou nulle, la valeur de r reste au voisinage de 0.

M	B	δ_1	δ_1^2	G	δ_2	δ_2^2	$\delta_1 \delta_2$	
							+	-
I	99	- 1	1	103	3	9		3
F	108	8	64	110	10	100	80	
M	106	6	36	102	2	4	12	
A	108	8	64	104	4	16	32	
M	103	3	9	102	2	4	6	
Jn	100	0	0	106	6	36	0	
Ji	100	0	0	103	3	9	0	
A	99	- 1	1	97	- 3	9	3	
S	100	0	0	93	- 7	49	0	
O	94	- 6	36	99	- 1	1	6	
N	93	- 7	49	93	- 7	49	49	
D	90	-10	100	88	-12	144	120	
M = 100		0	360	100	0	430	308	3
							+ 305	
$r = \frac{+ 305}{\sqrt{360 \cdot 430}} = + 0.77$								

Tabl. 1. — Comparaison des nombres-index des naissances de Bâle et de Genève

Dans le cas particulier, le montant atteint de + 0,77 signifie que la majorité des fluctuations relevées sous B et G ont marché de pair. Le parallélisme existant entre les deux distributions envisagées paraît donc suffisamment bien marqué pour justifier la conclusion que les 2218 cas de Genève, tout en ne formant qu'une collectivité relative-

ment restreinte, impliquent les principales caractéristiques établies par une enquête beaucoup plus étendue. Aussi pourra-t-on attribuer aux résultats sortant de l'analyse successive de ces quelques deux mille deux cents cas presque autant de confiance que si les recherches en avaient été basées sur un nombre plus grand.

L'influence solaire sur l'accouchement

La première investigation faite sur ces naissances « quelconques » (1), consistait dans l'étude de la *variation diurne* de leur fréquence, dont il a été question au début.

Le tableau n° 2 montre la distribution des 2218 cas dans la journée civile divisée en secteurs de trois heures chacun. Sur la première ligne horizontale se trouvent marquées les heures ; la seconde (σ) donne la fréquence des naissances de sexe masculin, la troisième (φ) celle de sexe féminin, la quatrième (Σ) les sommes des deux lignes précédentes. La partie inférieure du tableau contient les « nombres-index » correspondant aux chiffres de la seconde, troisième et quatrième lignes ; ceux-ci se trouvent ainsi tous réduits à 100 ce qui facilite leur comparaison. Enfin la colonne à droite (sous *M*) indique les moyennes respectives de chaque rayon horizontal.

<i>h</i>	0-2	3-5	6-8	9-11	12-14	15-17	18-20	21-23	<i>M</i>
(σ)	161	142	151	145	127	143	149	128	143. ²
(φ)	140	116	146	130	117	141	137	145	134. ⁰
Σ	301	258	297	275	244	284	286	273	277. ²
(σ)	113	99	105	102	88	100	104	89	100
(φ)	105	87	109	97	87	105	102	108	100
<i>M</i>	109	93	107	99	88	102	103	99	100

Tabl. 2. — Fréquence diurne des accouchements ; nombres effectifs et nombres-index

1. On désigne, en domaine de statistique, par « quelconque » tout matériel d'investigation qui, en vue d'une enquête comme la présente, a été pris « au hasard » sur une collectivité plus grande ou sur un nombre illimité de cas disponibles.

En confirmation des résultats obtenus par GOEHLERT, le maximum tombe, pour l'ensemble des deux sexes, entre minuit et 3 heures, le minimum entre midi et 15 heures.

La fig. 1 met encore plus en évidence la distribution des naissances de sexe masculin ; dans le système des coordonnées, les divisions de l'abscisse correspondent aux heures : ainsi *mn* signifie « minuit » (1), *m* « midi » ; les deux petits traits intermédiaires correspondent à 6 heures du matin, et à 6 heures du soir ; l'ordonnée (axe vertical) permet de mesurer le nombre des cas relevés par heure : celui-ci varie entre 38 et 58 unités.

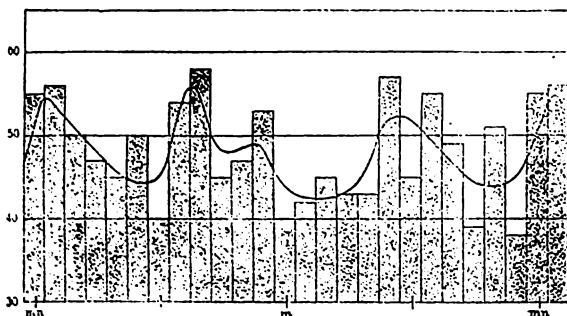


Fig. 1. — Fréquence horaire des naissances de sexe masculin

En modification assez frappante de la distribution mentionnée plus haut, il y a ici *trois* maxima, soit entre minuit et 2 heures du matin, autour de 7 heures et vers le soir, tandis que les minima tombent autour de 6 heures, entre midi et 17 heures et autour de 22 heures. Une courbe « idéale » superposée à vue d'œil au polygone de fréquence essaie de rendre plus visibles les traits caractéristiques de ce cycle diurne.

Or, qui dit « périodicité diurne », évoque l'hypothèse d'une *influence solaire*. Cependant, la position de l'astre du

1. Afin de faciliter les calculs suivants, l'heure *conventionnelle* (ou « de zone ») a été changée en heure *locale* moyenne ; celle-ci se trouve pour Genève, en fonction d'une latitude géographique de 6,2°, d'environ vingt-cinq minutes en retard sur la première.

jour n'est pas toujours la même pour une certaine heure donnée ; car en été, son lever a lieu plus tôt qu'en hiver ; de même, le moment du coucher varie également avec la saison. C'est pourquoi il a paru intéressant d'établir, jusqu'à quel degré la fréquence des naissances dépend *directement* du mouvement diurne du soleil.

Afin d'arriver à ce but, il fallait recourir aux données astronomiques en déterminant avant tout ses positions *éclipticales* correspondant au moment de chaque cas relevé par l'enquête (1). Celles-ci se calculent par simple interpolation sur la base des indications fournies par les annuaires ou les éphémérides astronomiques (2) d'après la formule :

$$\lambda = \lambda_0 - \frac{\lambda_0 - \lambda_{-1}}{24} t$$

lorsque la naissance a eu lieu entre minuit et midi ; ou bien par :

$$\lambda = \lambda_0 + \frac{\lambda_{+1} - \lambda_0}{24} t$$

lorsqu'elle a eu lieu entre midi et minuit.

Ici, λ_0 correspond à la longitude (éclipticale) du facteur à midi du jour même, λ_{-1} à celle du jour précédent, λ_{+1} à celle du lendemain, t au temps qui s'est écoulé entre midi et le moment de l'accouchement, toutes les heures étant rapportées, avec avantage, au *temps de Greenwich*.

1. Le phénomène biologique de l'accouchement s'étendant, normalement, sur plusieurs heures, il n'est pas très facile de définir le moment de son accomplissement ; or il paraît que dans les maternités (qui indiquent souvent le moment de la naissance à la minute près), la *première respiration* est considérée comme « point de départ » du nouveau-né.

2. Pour des recherches de grande envergure, les *Ephémérides astronomiques* de RAFAËL (FOULSNAÏ, Londres, à partir de 1820), sont presque indispensables ; à plusieurs points de vue, elles s'y prêtent mieux que la *Connaissance du Temps*. Pour des travaux occasionnels, les *Tables des positions planétaires de 1801 à 1923* (avec supplément pour chaque année suivante) publiées par P. CHOISNARD (Bibliothèque GRACONNAC, Paris) sont très utiles et moins coûteuses ; celui qui ne se croit pas très familier avec les éléments de l'astronomie, y trouvera des *notions de cosmographie* très précieuses. Enfin, il faut signaler les *Planetentafeln* de SCHOCB, permettant de calculer assez rapidement les positions géocentriques du soleil, de la lune et des grandes planètes entre l'an 3400 a. d. et l'an 2600.

Puis, il a fallu déterminer la position du soleil de chaque cas particulier par rapport au méridien et à l'horizon ; cette position « topocentrique » a été définie, pour un point de l'écliptique et pour un endroit terrestre donnés,

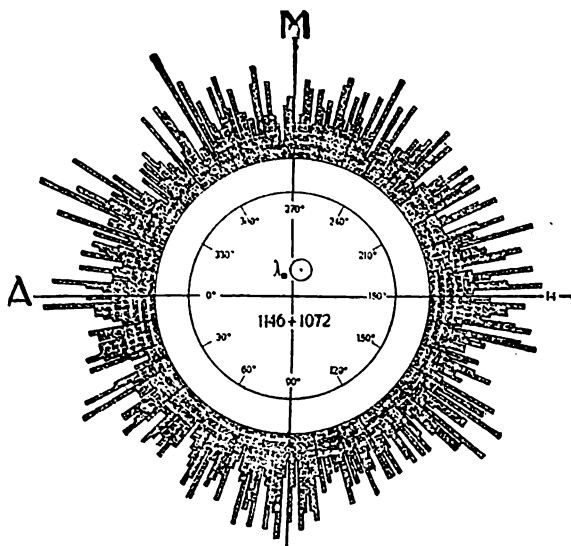


Fig. 2. — Distribution des positions topocentriques du soleil (par degrés) par les quatre formules suivantes, qui ne représentent, au fond, que des variations d'une seule :

$$\begin{aligned}
 1. \lambda_m \text{ (I)} &= \frac{t_A}{t_A + t_{MI}} \cdot 90^\circ ; & 2. \lambda_m \text{ (II)} &= \frac{t_{MI}}{t_{MI} + t_D} \cdot 90^\circ \\
 3. \lambda_m \text{ (III)} &= \frac{t_D}{t_D + t_{MS}} \cdot 90^\circ ; & 4. \lambda_m \text{ (IV)} &= \frac{t_{MS}}{t_{MS} + t_A} \cdot 90^\circ
 \end{aligned}$$

Ici, t_{MS} , t_{MI} , t_A et t_D correspondent au temps qui s'écoule jusqu'à ce que le point en question passe par le méridien (supérieur ou inférieur), ou par l'horizon (par le point « ascendant » ou « descendant »), selon la position du facteur astronomique dans un des quatre secteurs formés par l'intersection des deux plans.

Ce problème, qui paraît peut-être plus compliqué au profane qu'il ne l'est en réalité, trouve une solution rapide par l'utilisation de tables graphiques remplaçant les calculs trigonométriques ; ces tables permettent de déceler les valeurs de λ_m en moins d'une minute avec une précision atteignant le $\frac{1}{2}^\circ$ (procédé « nomographique »). Ainsi

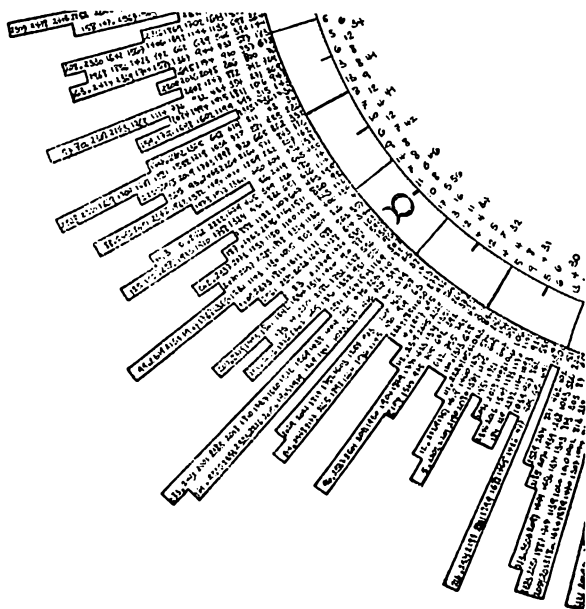


Fig. 3. — Coupure d'une statistique semblable agrandie

il a été facile de déterminer, sur la base des positions écliptiques, les positions topocentriques du soleil pour la totalité des 2218 cas.

La fig. 2 représente leur distribution globale, tandis que la fig. 3 reproduit le secteur agrandi d'une analyse semblable et permet de reconnaître les numéros de contrôle, dont il a été question au début de l'exposé, mais dont on n'a pas à s'occuper pour le moment. La ligne A corres-

pond au plan horizontal, la ligne M au méridien. Ces deux plans forment ensemble les quatre secteurs ou « *quadrants* » mentionnés plus haut, soit un premier entre 0° et 90° (position entre le coucher et minuit), un second entre 90° et 180° (position entre le coucher et minuit), un troisième entre 180° et 270° (position entre midi et le coucher), et enfin un quatrième entre 270° et 0° (position entre le lever et midi). Le nombre des cas relevés par degré est représenté par la distance variable de la « courbe de fréquence » circonscrite au cercle, la différence des rayons de deux cercles concentriques étant prise égale à 2 unités. Ainsi le premier degré au-dessus de l'horizon-est (point A) contient 8 cas, le deuxième 5, le troisième 13 et ainsi de suite. La distribution des naissances de sexe féminin étant superposée à celles du sexe masculin, la moyenne par degré est donnée par :

$$M_1 = \frac{2218}{360} = 6,2$$

Au point de vue astronomique, le problème de la distribution est très simple : Le système de référence (horizon et méridien) tournant une fois par jour autour de son axe, et le soleil parcourant, au point de vue géocentrique, une fois par an les douze signes de l'écliptique, chaque position de l'astre s'est rencontrée dans les quatre quadrants pratiquement avec la même fréquence. On devrait donc s'attendre — en supposant qu'il n'existe aucune connexion entre le moment de l'accouchement et la position topocentrique du soleil — à une *distribution* plus ou moins *régulière* de la totalité des cas, qui ne contiendrait que des fluctuations dites « fortuites » ou « de hasard » (1).

1. En statistique, on désigne par « effet du hasard », ou « hasard » tout court, l'influence synthétique d'un nombre très grand (ou même illimité) de circonstances et forces agissant dans deux ou plusieurs directions sur le déroulement d'un événement, et qui, du fait de leur superposition et interpénétration, restent inaccessibles à l'analyse rigoureuse. Si le cas individuel échappe ainsi à la prévision rationnelle, il n'en est pas de même pour ce qui concerne une *collectivité* où, au contraire, le calcul des probabilités permet d'anticiper, en dedans de certaines limites, l'arrangement résultant d'une distribution y compris les écarts moyens, maximum et minimum.

Quoique certaines accumulations de la fig. 2 paraissent assez remarquables, il semble plus prudent de les considérer, pour le moment, comme étant d'ordre purement accidentel (dans le sens de ce qui a été dit plus haut), et de passer à l'étude de la fig. 4, où la même distribution se trouve groupée par 5° . Ici encore, la hauteur de chaque

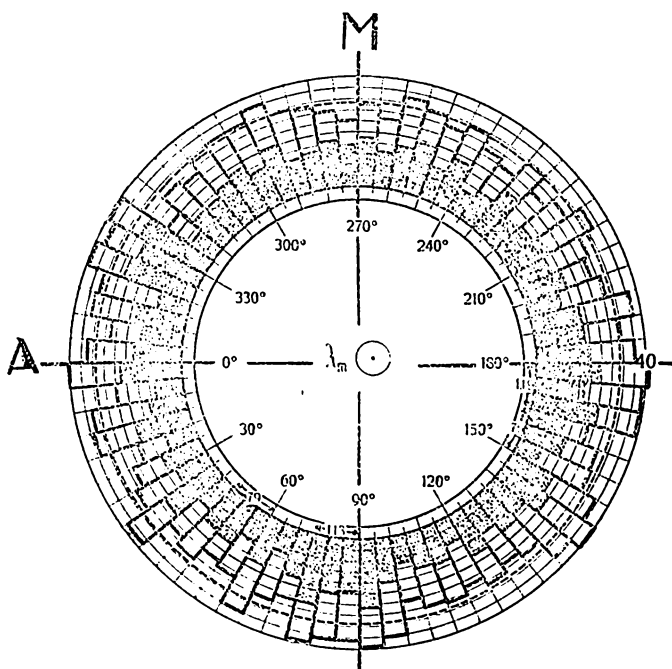


Fig. 4. — Distribution des positions topocentriques du soleil (par 5°)

colonne correspond au nombre de cas ; la partie blanche représente ceux de sexe féminin, la partie foncée ceux de sexe masculin ; l'unité de mesure (différence des rayons de deux cercles) est de 4 ; le cercle pointillé indique la moyenne qui est approximativement de 31.

L'étude de ce graphique donne l'impression que la fréquence des naissances est quelque peu supérieure à la moyenne autour de 0° (correspondant au lever du soleil), entre 75° et 100° (minuit), autour de 180° (coucher), et enfin entre 325° et 340° (environ deux heures après le lever) ; d'autre part, on ne saurait guère considérer comme purement fortuits les écarts des minima tels qu'ils se montrent entre 100° et 125° (environ une à deux heures avant minuit) et entre 195° et 230° (après-midi), d'autant

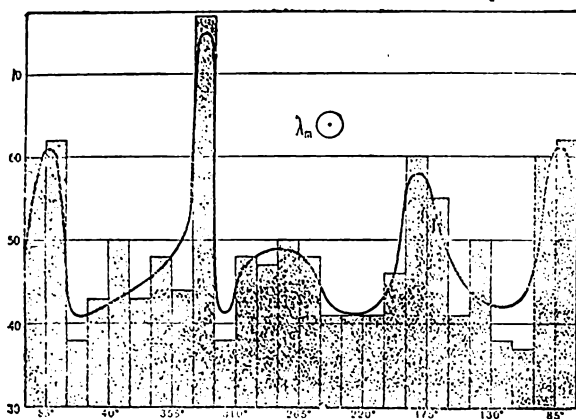


Fig. 5. — Fréquence solaire des naissances de sexe masculin

moins que certaines de ces variations se manifestent par *dégradations échelonnées*, comme p.e. entre 20° et 40° (environ une heure et demie avant le lever).

Un phénomène curieux se révèle dans le fait que la distribution de fréquence correspondant aux naissances de sexe *féminin* accuse des *fluctuations* sensiblement *moins prononcées* que celles de sexe masculin. Ainsi le maximum dans la distribution des dernières, soit le contenu moyen des colonnes foncées entre 325° et 340° , est (relativement) bien supérieur à celui des colonnes blanches entre 135° et 155° . Cette constatation est à retenir, car dans la suite, plusieurs semblables en seront faites.

La fig. 5 montre la distribution de fréquence des naissances de sexe masculin sous une forme qui fait ressortir encore mieux l'importance des écarts. La signification et l'échelle étant les mêmes que celles de fig. 1 (page 10),

h	N ₁	δ ₁	δ ₁ ²	λ ₁ ⊙	N ₂	δ ₂	δ ₂ ²	δ ₁ δ ₂	
								+	-
0	55	7	49	100°	60	12	144	84	
1	56	8	64	85°	62	14	196	112	
2	50	2	4	70°	38	-10	100		20
3	47	-1	1	55°	43	-5	25	5	
4	45	-3	9	40°	50	2	4		6
5	50	2	4	25°	43	-5	25		10
6	40	-8	64	10°	48	0	0	0	
7	54	6	36	355°	44	-4	16		24
8	57	9	81	340°	77	29	841	261	
9	45	-3	9	325°	38	-10	100	30	
10	47	-1	1	310°	48	0	0	0	
11	53	5	25	295°	47	-1	1		5
12	40	-8	64	280°	50	2	4		16
13	42	-6	36	265°	48	0	0	0	
14	45	-3	9	250°	41	-7	49	21	
15	43	-5	25	235°	41	-7	49	35	
16	43	-5	25	220°	41	-7	49	35	
17	57	9	81	205°	46	-2	4		18
18	45	-3	9	190°	60	12	144		36
19	55	7	49	175°	55	7	49	49	
20	49	1	1	160°	41	-7	49		7
21	39	-9	81	145°	50	2	4		18
22	51	3	9	130°	38	-10	100		30
23	38	-10	100	115°	37	-11	121	110	
M _p = 48		- 6	836	n = 24	- 6	2074	742	190	+ 552
$r = \frac{+552}{\sqrt{836 \cdot 2074}} = +0.42$									

Tabl. 3. — Comparaison de la fréquence horaire avec la fréquence « solaire » des naissances de sexe masculin

la comparaison systématique avec les données de cette dernière se trouve facilitée.

Quoique les deux « polygones de fréquence » accusent des différences sensibles entre eux, leur caractère *homogène* saute aux yeux : les traits principaux des courbes « idéales » respectives sont restés à peu près les mêmes.

En somme, il ne s'agit là que d'une confirmation des résultats obtenus par GOEHLERT, toutefois avec cet élargissement important qu'ici, le facteur astronomique même, c'est-à-dire la position topocentrique du soleil, a fait l'objet de l'étude. Or, celle-ci peut varier, p. e. pour 6 heures du matin, entre une distance d'environ 30° *en dessus* (été) et d'autant *en dessous* de l'horizon (hiver). Ce fait explique les différences entre les deux distributions représentées par les figures 1 et 3, dont le tableau précédant permet l'analyse détaillée et la comparaison systématique des écarts.

Sous *h* se trouvent inscrites les vingt-quatre heures de la journée civile (heure locale); sous N_1 est indiqué le nombre de naissances (de sexe masculin) comptées par heure, sous N_2 le nombre de cas relevés par secteur; d'autre part, la colonne sous $\lambda_m \odot$ contient les positions topocentriques du soleil correspondant aux laps de temps de la première colonne; la signification des autres colonnes est analogue à celles du tableau 1 (v. page 8).

Voici quelques-unes des conclusions que le tableau reproduit ci-dessus permet de tirer :

1. Le coefficient de corrélation entre la distribution des accouchements par heures et celle relevée d'après les positions du soleil étant de + 0,42, avec un écart probable (1) de $\pm 0,114$, l'origine commune des deux systèmes de référence se trouve simplement confirmée.

1. L'écart probable est une des notions les plus usitées en domaine de statistique; il sert à établir la *précision* d'une mesure faite, le *degré de confiance*, qu'on peut accorder à cette dernière en tenant compte des fluctuations « accidentelles » auxquelles elle est sujette. En langage de statisticien, l'écart probable (parfois aussi appelée *erreur pr.*) est celui qu'il y a chance égale de dépasser ou de ne pas dépasser. C'est pourquoi on l'utilise volontiers pour évaluer, dans telle déviation de la moyenne, tel arrangement ou tel coefficient de corrélation, de variation ou autre, la probabilité en faveur ou contre l'hypothèse de « pur hasard ». Au fond, toute la théorie du calcul de probabilité appliqué réside là; mais l'espace étant trop limité pour un exposé plus détaillé de ce problème, le lecteur est renvoyé aux ouvrages spéciaux de FRANCIS GALTON et de KARL PEARSON, en particulier aux *Tables for Statisticians and Biometricians*, publiés par le CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS. Une excellente introduction dans le domaine de l'investigation statistique, y compris l'usage des formules les plus courantes se trouve chez CLAPARÈDE. *La Psychologie de l'Enfant*, chapitre III, « Les Méthodes » (Genève, Librairie Kundig, 1920).

2. D'autre part, la dispersion, calculée sur la base de la formule bien connue :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma(\delta^2)}{n}} \pm \frac{0,674\sigma}{\sqrt{2n}} \quad (1)$$

où $\Sigma(\delta^2)$ correspond à la somme des carrés des écarts (positifs ou négatifs) de la moyenne, et n au nombre des classes prises en considération, s'élève pour la distribution d'après les heures, à :

$$\sigma(h) = 5,90 \pm 0,58$$

et, lorsqu'on se réfère à la position du soleil, à :

$$\sigma(\lambda_m \odot) = 9,29 \pm 0,91$$

Comme il a été signalé plus haut, la distribution des positions correspondant au sexe féminin montre des variations moins accentuées. En effet, la dispersion de cette dernière ne s'élève qu'à :

$$\sigma(\lambda_m, \text{♀}) = 5,70$$

ou bien, lorsqu'on la ramène au nombre de cas de l'autre sexe, à :

$$\sigma'(\text{♀}) = 5,70 \sqrt{\frac{1146}{1072}} = 5,89$$

D'autre part, l'écart probable des différences entre les valeurs de $\sigma(h)$, $\sigma(\lambda_m, \text{♂})$ et $\sigma'(\lambda_m, \text{♀})$ se déterminant par la formule

$$\sigma(\Delta) = \sqrt{\varepsilon_1^2 + \varepsilon_2^2}$$

on obtient pour le cas particulier,

$$\varepsilon(\Delta) = \sqrt{0,58^2 + 0,91^2} = 1,08$$

Or, la différence étant dans les deux cas d'environ 3,4, elle dépasse la valeur de $\varepsilon \Delta$ de plus de trois fois ; et la conclusion paraît tout à fait justifiée que les trois distributions ont suivi des lois différentes (2).

1. Cf. PEARSON, *loc. cit.*, p. XXII.

2. Cf. CLAPARÈDE, *loc. cit.*, p. 334.

Il n'est donc guère douteux que, pour ce qui concerne les *garçons*, c'est le *déplacement topocentrique du soleil* qui déclenche ou retarde, en dedans de certaines limites, l'accouchement; par conséquent, les variations de la première distribution (établie par heure) peuvent être considérées comme *reflet de la seconde amorti* par l'intervention de la journée civile.

Par contro, la valeur relativement faible de σ (φ) indique que pour la naissance des *filles*, le soleil joue un rôle beaucoup *moins* important. Aussi la distribution reproduite dans la fig. 3 est-elle *plus régulière*, notamment dans le secteur situé entre 180° et 270° , que la valeur théorique de l'écart probable ne fait prévoir. Ce dernier se détermine, sur la base de la dispersion (également théorique), par la formule

$$\epsilon = 0,674 \sigma_n = 0,674 \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdot N}$$

dont la signification est semblable à celle mentionnée précédemment (1). Elle conduit, pour la distribution en question, à

$$\epsilon (\varphi) = 0,674 \sqrt{\frac{1}{72} \cdot \frac{71}{72} \cdot 1072} = 2,58$$

Or la distribution du secteur indiqué plus haut fait conclure à une *véritable* valeur de l'écart probable de

$$\epsilon = 1,82 \pm 0,20$$

montant qui est à retenir du fait qu'il sera rencontré encore plusieurs fois au cours de cet exposé.

Remontant aux distributions de la fig. 4 et surtout de la fig. 2, on peut considérer, désormais, la plupart des écarts de la moyenne comme étant significatifs dans le sens, que telles zones ou même tels degrés bien définis de la position du soleil paraissent favoriser l'accomplissement de l'accouchement, tandis que d'autres seraient défavo-

1. Cf. CLAPARÈDE, *loc. cit.*, p. 356; dans le cas où la valeur de n est relativement grande par rapport à celle de N , la formule n'est plus applicable.

rables jusqu'au point de l'empêcher presque complètement.

Jusqu'ici, cette étude a surtout servi à confirmer ou à préciser des faits déjà plus ou moins connus. Par contre, les statistiques suivantes introduiront le lecteur dans un domaine qui, il y a peu de temps, passait encore comme pure chimère.

L'influence de la lune

(Position topocentrique)

La croyance aux influences de la *lune* sur certains phénomènes biologiques, en particulier sur l'accouchement, était considérée comme une grosse superstition, qui ne mériterait pas même un intérêt historique. Mais depuis peu de temps, le courant des idées a commencé à changer de direction, et un nombre impressionnant de publications sérieuses ont paru, dans lesquelles des thèses semblables à celles soutenues dans ces pages ont trouvé leur défense (1).

Tandis que la majorité de ces travaux s'occupe d'influences astrales sur certains *animaux* ou sur les *plantes*, les recherches, exposées ultérieurement concernent l'existence d'un rapport entre les différentes révolutions (2) de la lune et *l'accouchement*. Ici encore, il y a des précurseurs illustres : ARRUENIUS († 1927) a établi, sur la base de 23000 naissances humaines, l'existence d'une faible corrélation entre leur fréquence et la *révolution sidérale* de la lune qui est de 27,3 jours (3).

On verra que l'interprétation des documents suivants

1. Cf. p. e. l'exposé de FOX, *Lunar periodicity in living organisms*, *Science Progress*, octobre 1922, p. 273-282. JOHN MURRAY, London ; un autre résumé de plus d'une douzaine de travaux relatifs au sujet des influences lunaires a été inséré par le professeur EMICH MARX dans le numéro 233 de la *Basler Nachrichten* du 26 août 1927.

2. On en distingue cinq, dont les plus importantes sont la *r. sidérale* (retour au même endroit par rapport aux étoiles fixes), la *r. synodique* (répétition des phases) et la *r. tropique* (retour au même degré du plan écliptical).

3. Cf. *Skand. Arch. f. Physiol.*, VIII (1898).

conduira à des conclusions semblables ou même identiques :

La fig. 6 représente la distribution de fréquence des positions *topocentriques* de la lune correspondant aux 2218 naissances dont il a été question jusqu'ici. La signification des détails du graphique est analogue à celle du n° 4.

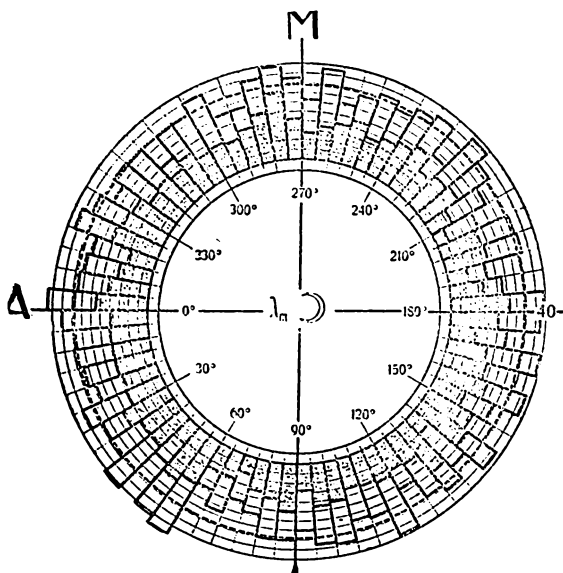


Fig. 6. — Distribution des positions topocentriques de la lune (par 5°)

Au point de vue astronomique, le problème ne diffère guère de celui du soleil : la lune faisant environ treize fois par an son tour dans l'écliptique, et le système de référence (horizon-méridien) tournant une fois par jour autour de son axe, toutes ces positions ont exactement la même chance d'être rencontrées. Aussi devrait-on s'attendre, en supposant qu'il n'existe aucun lien entre ce facteur astronomique et le phénomène de l'accouchement humain, à retrouver une *distribution* plus ou moins *régulière* des

2218 positions dans les 72 secteurs de 5° chacun ; c'est-à-dire : aucune des déviations de la moyenne ne devrait sensiblement dépasser l'écart probable s'élevant, tant qu'on présume un mouvement parfaitement *libre* des facteurs astronomiques, à

$$\epsilon = 0,674 \sqrt{\frac{1}{72} \cdot \frac{71}{72} \cdot 2218} = 3,72$$

En étudiant la distribution représentée par la fig. 6, on constate un certain nombre de phénomènes, qu'il semble difficile d'attribuer aux effets du hasard :

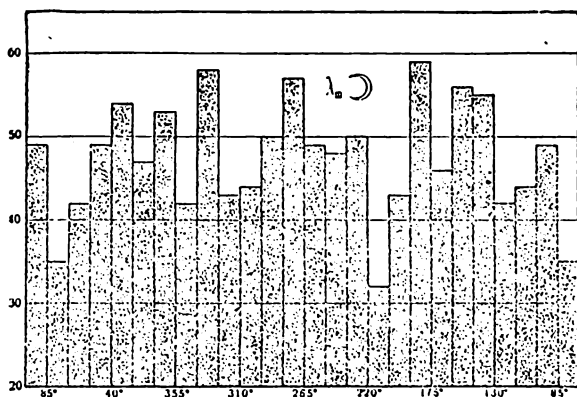


Fig. 7. — Fréquence « lunaire » des naissances de sexe masculin

1. Les *accumulations* autour de la ligne horizontale, aussi bien à l'est (point *A*, ascendant) qu'à l'ouest, sont à remarquer du fait qu'elles correspondent à celles constatées dans la distribution de fréquence des positions topocentriques du soleil de la fig. 4. Il paraît donc que le *lever* et le *coucher* d'un astre agissent particulièrement comme « *cataliseur* » dans le processus de l'enfantement !

2. La fig. 7 reproduit la distribution de fréquence de $\lambda_m \odot$ correspondant aux naissances de sexe masculin sous la même forme que les $\lambda_m \ominus$ ont été représentés au graphique, n° 5 (V. page 16).

Au point de vue astronomique, il n'y a aucune raison pour que les deux distributions se ressemblent. Pourtant, une comparaison à vue d'œil donne l'impression qu'un certain nombre de leurs variations marchent de pair.

Le tableau suivant permet de comparer systématiquement les « conditions lunaires » de l'accouchement à celles qui ont été établies pour la position topocentrique du soleil (v. tableau 3). Il s'ensuit qu'en effet, un grand nombre des déviations relevées des deux côtés tendent dans la même direction.

λ_m	☉	δ_1	δ_1^2	☾	δ_2	δ_2^2	$\delta_1 \delta_2$	
							+	-
100°	60	12	144	49	1	1	12	
85°	62	14	196	35	-13	169		182
70°	38	-10	100	42	-6	36	60	
55°	43	-5	25	49	1	1		5
40°	50	2	4	54	6	36	12	
25°	43	-5	25	47	-1	1	5	
10°	48	0	0	53	5	25		0
355°	44	-4	16	42	-6	36	24	
340°	77	29	841	58	10	100	290	
325°	38	-10	100	43	-5	25	50	
310°	48	0	0	44	-4	16		0
295°	47	-1	1	50	2	4		2
280°	50	2	4	57	9	81	18	
265°	48	0	0	49	1	1		0
250°	41	-7	49	48	0	0		0
235°	41	-7	49	50	2	4		14
220°	41	-7	49	32	-16	256	112	
205°	46	-2	4	43	-5	25	10	
190°	60	12	144	59	11	121	132	
175°	55	7	49	46	-2	4		14
160°	41	-7	49	56	8	64		56
145°	50	2	4	55	7	49	14	
130°	38	-10	100	42	-6	36	60	
115°	37	-11	121	44	-4	16	44	
$M_p=48$		-6	2074		-5	1107	843 +570	273
$r = \frac{+570}{\sqrt{2074 \cdot 1107}} = +0.38; \quad r^2 = \frac{+752}{\sqrt{1878 \cdot 938}} = +0.57$								

Tabl. 4. — Comparaison de la fréquence « solaire » avec la fréquence « lunaire » des naissances de sexe masculin

Toutefois, le coefficient de corrélation ne s'élevant qu'à

$$r = +0,38 \pm 0,118$$

sa valeur n'est pas assez grande pour exclure l'hypothèse d'une fluctuation accidentelle ; mais lorsqu'on fait exception de la position 85° (où, selon toute évidence, les conditions pour les deux astres sont nettement *opposées*), elle monte immédiatement à

$$r' = +0,57 \pm 0,095$$

Ce chiffre ne pouvant guère être interprété comme fluctuation fortuite, la connexion « intrinsèque » des deux distributions de fréquence paraît désormais garantie.

3. En particulier, on obtient par une superposition des deux « histogrammes », sans raison astronomique aucune, autour de 340° un *maximum* s'élevant à :

$$\Sigma = 77 + 58 = 135 \text{ cas}$$

D'autre part, la moyenne se chiffrait à

$$M = \frac{2.1146}{24} = 96 \text{ cas,}$$

et la valeur théorique de l'écart probable étant de

$$\varepsilon = 0,674 \sqrt{\frac{1}{24} \cdot \frac{23}{24} \cdot 2292} = 6,5$$

l'excédent relevé de 39 unités le dépasse de *six* fois, de sorte que la probabilité contre l'existence d'une relation entre la position topocentrique des deux astres et l'heure de l'accouchement reste inférieure à $1/300\ 000$. Le caractère *non-accidentel* des deux distributions de même que celui des différents écarts se trouve donc assuré une fois de plus.

4. Les maxima autour de 0° , avant 60° , avant 120° , autour de 180° et avant 300° semblent faire apparaître, dans leur ensemble, un *arrangement régulier* formant un *hexagone* ; ceci est valable pour les deux sexes.

En effet, l'addition du nombre des cas réunis à 53/59° (44), à 115/119° (39), à 175/179° (38), à 235/239° (34), à 295/299° (35) et à 355/359° (42) conduit à un total de 232 unités, tandis que la somme moyenne de six colonnes n'en comporterait que 186 cas. L'écart probable étant d'environ 8,8, la différence de 46 unités semble suffisante pour démontrer le caractère non-fortuit de ces déviations qui, dans leur ensemble, révèlent l'existence d'une *périodicité de 60°* ou, ce qui revient au même, d'un groupement basé sur les angles du *polygone régulier de six côtés*. Cette intervention de la *géométrie* comme base du mécanisme, dont d'autres recherches démontreront le rôle important et même prépondérant dans ce domaine, représente un des phénomènes les plus curieux que les recherches astrobiologiques aient permis de découvrir jusqu'alors (1).

3. Une *accumulation* de naissances (des deux sexes) dans les deux secteurs situés entre 50° et 60°, est précédée (2) par quatre secteurs dont le contenu est resté en *dessous* de la moyenne (représentée par le cercle pointillé). Un « déficit » de 37 unités se trouve ainsi partiellement compensé par un excédent de 23. L'écart probable s'élève pour l'excédent (impliquant deux secteurs) à

$$\varepsilon_1 = 0,674 \sqrt{\frac{1}{36} \cdot \frac{35}{36} \cdot 2218} = 5,2$$

et pour le déficit, portant sur quatre colonnes successives, à

$$\varepsilon_2 = 0,674 \sqrt{\frac{1}{18} \cdot \frac{17}{18} \cdot 2218} = 7,3$$

Or, le surplus dépassant l'écart probable de plus de *quatre* et l'insuffisance de plus de *cinq* fois, la probabilité combinée en faveur de l'hypothèse de fluctuations pure-

1. Cf. à cet égard l'étude curieuse signalée par le Dr A. Mary dans le numéro de novembre 1927 de la « Côte d'Azur Médicale » : *Essai de morphologie universelle*, par Puusis, Librairie Picart, Paris.

2. Le système de référence tournant dans le sens positif par rapport à l'écliptique, la lune se déplace de 90° (méridien inférieur) à 0° (lever), de là à 270° (méridien supérieur), et ainsi de suite.

ment fortuites est si faible que la conclusion suivante paraît admissible : Les déviations de la moyenne relevées dans le graphique n° 6 ne sont pas tant attribuables à la fluctuation accidentelle d'une collectivité restreinte, qu'à la *manifestation d'une tendance inhérente à la totalité* des cas possibles qui, à son tour, s'exprimerait par la loi suivante : Quelques quarante minutes après le passage de la lune par le méridien inférieur, le nombre des accouchements des deux sexes *diminue* de 20 à 50% de la moyenne horaire ; par contre, à partir du moment où l'astre a formé un angle d'environ 60° avec l'horizon est (le point « ascendant », A), leur nombre *augmente* considérablement pour compenser, jusqu'à un certain point, le « déficit » précédent. La lune agit donc, par son déplacement topocentrique, tantôt comme facteur quasi prohibitif, tantôt comme déclencheur du phénomène biologique de l'accouchement.

6. Entre 40° et 80° d'une part, et entre 150° et 195° de l'autre, une *corrélation positive* prononcée entre les variations autour de la moyenne dans la distribution des deux sexes peut être déterminée par

$$r_1 = +0,65 \pm 0,138 \quad \text{et par}$$

$$r_2 = +0,52 \pm 0,164$$

Malgré que ces chiffres ne soient basés que sur un choix arbitraire de huit à neuf colonnes successives, ils semblent trop élevés pour trouver leur explication dans le seul jeu des coïncidences fortuites.

La discrimination de l'interdépendance astronomique des facteurs en jeu

Le fait d'une relation solaro- et lunaro-biologique se trouve ainsi établi avec une certitude presque absolue. Cependant, il est évident que ces deux influences s'interpénètrent d'une façon telle que, dans bien des cas particuliers, une position « favorable » de l'un des astres se trouve « en

concurrence » avec une position « défavorable » de l'autre ; en ce cas, *l'interdépendance astronomique* des deux facteurs peut *empêcher* tantôt un facteur de se placer à l'endroit « voulu » (qui se signale dans la suite par un maximum), tantôt en entrainer un autre à se caser dans une colonne qui, sans l'influence de cette « contrainte », serait restée vide ou à peu près. L'expression des tendances se trouvant ainsi « atténuée », il a paru désirable de « débrouiller » autant que possible les effets de cette interdépendance.

Le procédé suivant a permis d'effectuer, d'une façon relativement simple, ce débrouillement :

En se basant sur les numéros de contrôle mentionnés au début (v. page 14), et par lesquels les enregistrements ont eu lieu, on supprime, dans une distribution donnée, les cas qui ont formé des maxima dans une autre ; et l'on compte, dans la première, en double ceux qui se trouvent dans les minima de la seconde. Ainsi on arrive à *réduire*, en dedans de certaines limites, *l'amortissement* des fluctuations provoqué par l'interdépendance astronomique des facteurs.

Ainsi ont été *enlevés*, sur la base des analyses « primaires » représentées par les figures 2 et 6, en particulier de celle concernant la distribution des positions topocentriques de la lune (cas de sexe masculin), toutes celles qui se sont trouvées, sur la feuille contenant les positions du soleil, dans les conditions suivantes :

a) Dans une colonne comprenant au moins 23 cas ; (la probabilité de hasard s'évalue alors, sur la base d'un écart probable réduit d'environ 2, à $p \approx 0.02$) ;

b) Dans deux colonnes successives, comprenant chacune 18 cas au minimum et 40 ou davantage ensemble ; ($p \approx 0.04$) ;

c) Dans trois colonnes successives, comprenant chacune 20 cas au minimum et 58 au moins au total ; ($p \approx 0.04$).

D'autre part, ont été *comptés en double* les $\lambda_m \odot$ de tous les cas dont le $\lambda_m \ominus$ s'est trouvé dans les conditions suivantes :

- a) Dans une colonne ne contenant pas plus de 10 cas ;
 ($p \approx 0,02$) ;
 b) Dans deux colonnes successives, dont aucune ne comprenait plus de 13 cas et les deux ensemble 24 cas au plus
 ($p \approx 0,03$) ;
 c) Dans trois colonnes successives, comprenant chacune

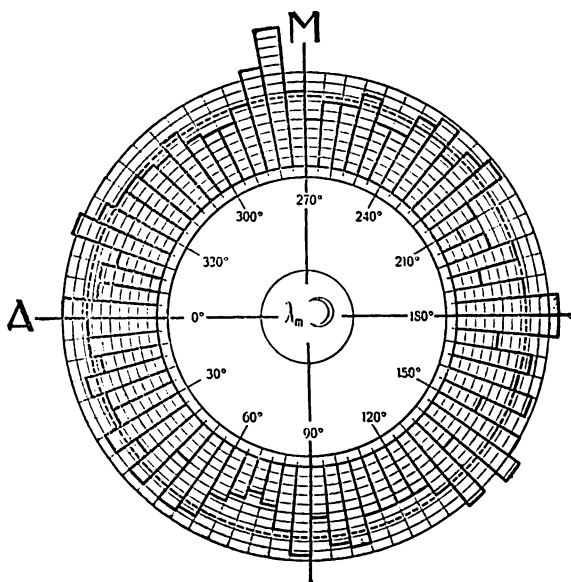


Fig. 8. — Analyse secondaire des $\lambda_m D (\sigma)$

pas plus de 13 cas et dont le total ne dépassait pas 38 unités ; ($p \approx 0,03$).

Ainsi, 206 cas furent enlevés et 61 cas ajoutés ; une nouvelle distribution de fréquence impliquant 1001 cas s'est ainsi établie, dont la fig. 8 est la représentation graphique. La hauteur des colonnes circonscrites au cercle indique encore le nombre des cas relevés par secteur, l'unité de mesure étant, cette fois-ci, de 2.

Il est facile d'entrevoir qu'en cas de non-existence d'une

relation entre la position des deux astres et l'accouchement, cette distribution nouvelle ne devrait pas différer de celle reproduite par la partie foncée de la fig. 6, à moins que cela soit par une atténuation des déviations les plus fortes de la moyenne.

En réalité, le contraire s'est produit : bien que le nombre

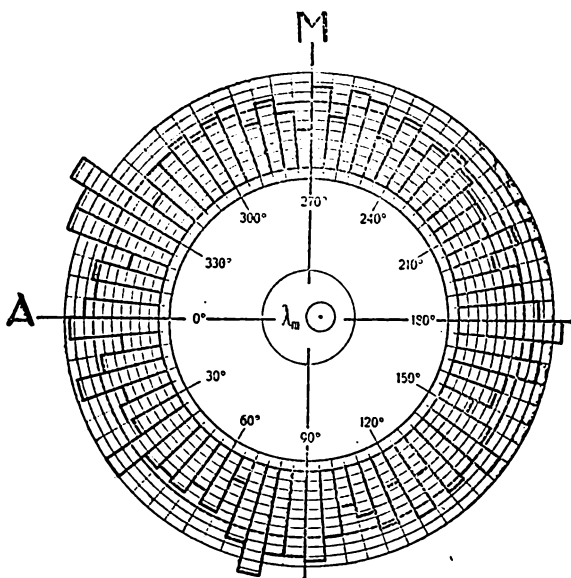


Fig. 9. — Analyse secondaire des $\lambda_m \odot (\sigma)$
(unité de mesure égale à 2)

total des cas et, par conséquent, la moyenne aient diminué, les déviations entre 60/80° et entre 275/285° sont restées les mêmes; leur valeur relative a donc *augmenté*. Ainsi, par exemple, le maximum à 275/280° est monté du presque quintuple au *plus du sextuple* de l'écart probable; la conséquence en est que la probabilité déjà très petite en faveur de l'hypothèse d'une fluctuation fortuite se réduit encore à 1/50 de sa valeur antérieure.

D'une façon analogue à celle décrite plus haut, la distribution de fréquence des *positions topocentriques du soleil* a été soumise à une « analyse secondaire », dont le résultat se trouve reproduit par la fig. 9.

Ici encore, le maximum original (entre 325° et 340°) est monté du sextuple au *septuple* de l'écart probable. En un phénomène curieux se révèle lorsqu'on détermine la *dispersion* par quadrant : tandis que celle du *troisième* (entre 180° et 270°), déjà assez faible, a *diminué* (de 3,2 à 2,8), celle du *quatrième*, impliquant dès le commencement les écarts les plus saillants, s'est *agrandie* (de 4,7 à 5,1).

Ces analyses secondaires ont donc *souligné*, dans plusieurs directions, les tendances manifestées par les analyses primaires, dont elles ont fait apparaître des écarts montant jusqu'au *double* et descendant jusqu'au *tiers* de la moyenne — résultats encourageants en vue d'une application pratique des connaissances nouvelles.

L'influence de la lune par rapport à différentes zones de l'écliptique

(« Signes du zodiaque »)

Mais la lune semble intervenir encore d'une autre manière que par son déplacement topocentrique : preuve en est donnée par la fig. 10 où la distribution de fréquence de ses positions *éclipticales* se trouve reproduit de la façon déjà habituelle.

Au point de vue astronomique, le problème est de nouveau très simple : Le satellite de la terre ayant fait, durant les vingt-deux ans sur lesquels les cas englobés par l'enquête se répartissent, plus de deux cent quatre-vingt révolutions, il s'est trouvé tour à tour et, pour l'ensemble des cas, en parfaite *indépendance* des positions éclipticales ou topocentriques du soleil, à n'importe quel degré du plan écliptical. Aussi devrait-on s'attendre, en presumant qu'il n'y ait aucune relation entre sa position et le moment de l'accou-

chement, à obtenir une *distribution* à peu près *régulière* ; autrement dit : celle-ci ne devrait comporter que les fluctuations dites fortuites et ne manifester aucune particularité saillante.

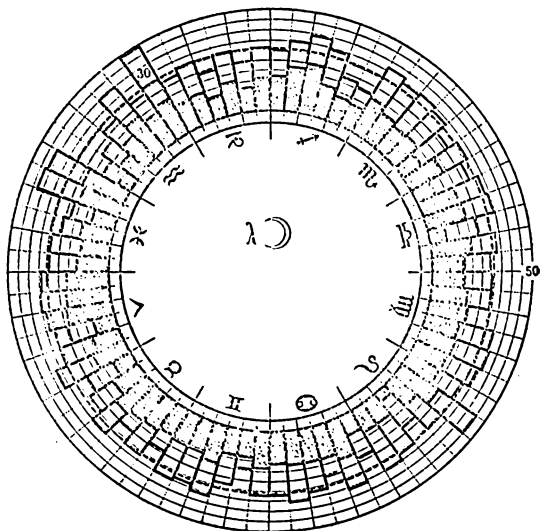


Fig. 10. — Distribution des positions éclipticales de la lune (par 5°)

Au graphique reproduit ci-dessus, le cercle représente le plan de l'écliptique ; les colonnes prolongeant chaque secteur de 5° indiquent de nouveau, par leur hauteur, le nombre de cas relevés ; la partie foncée correspondant toujours aux naissances de sexe masculin, la partie blanche à celles de sexe féminin. La moyenne des deux distributions est marquée par le cercle pointillé, l'unité de mesure étant, cette fois-ci, de 5.

En analogie parfaite aux problèmes traités jusqu'alors, celui-ci se réduit encore aux questions suivantes : La distribution de $\lambda \text{ } \text{O}$ de la fig. 10, peut-elle être considérée comme « normale » (c'est-à-dire, comportant uniquement des déviations accidentelles), ou contient-elle des « irrégu-

larités » dépassant, d'une façon ou d'une autre, ce qu'on peut interpréter comme effet du hasard ? Et si tel est le cas, quelles sont les probabilités respectives en faveur de l'intervention d'une cause constante responsable de ces irrégularités ?

Or, l'étude approfondie du diagramme révèle toute une série de phénomènes qui font préconiser une réponse affirmative en faveur du *caractère non-accidentel* de l'arrangement en question :

1. La *régularité* très prononcée de la distribution de fréquence des cas de sexe *masculin* entre le milieu du signe du Bélier (♈) et la première moitié du Sagittaire (♐), excepté les minima relevés entre 10° et 13° du Lion (♌) et de la Balance (♎), fait conclure à une valeur effective de l'écart probable d'environ 1,9 — chiffre qui correspond singulièrement à ceux induits au courant des investigations précédentes. Mais alors, les accumulations telles qu'elles se signalent dans la première moitié du Bélier, dans la Balance, à la fin du Sagittaire, et notamment au commencement des Poissons (♉) peuvent être considérées comme significatives dans ce sens qu'elles représentent des *tendances inhérentes à la totalité* des cas (inaccessible à l'enquête).

2. Entre le signe du Capricorne (♑) et celui des Poissons (♉), les *variations* de fréquence chez les deux sexes marchent *de pair* ; autrement dit : elles se trouvent liées par une *corrélation positive*. Le tableau suivant, dont la signification est, en principe, analogue à celles des tableaux 1, 3 et 4 permet d'établir le coefficient respectif.

Bien que ce calcul de corrélation ne soit basé que sur un nombre d'observations (346) et de classes (18) relativement restreint, la valeur de r ne saurait être attribuée à l'effet du hasard qu'avec une probabilité infime ; car son écart probable se chiffrant à +0,089, elle la dépasse de plus de *sept* fois. En outre, il faut prendre en considération l'influence des fluctuations accidentelles proprement dites, par laquelle ce montant est diminué d'une façon sensible.

La majorité des cas se trouvant ainsi « liés » entre eux, on en peut conclure que le *véritable* écart probable de la

$\lambda \odot$	N(σ)	ϕ_1	ϕ_1^2	$\lambda \ominus$	N(φ)	ϕ_1	ϕ_1^2	$\phi_1 \delta_1$	
								+	-
$\overline{\delta}$	16	0	0	$\overline{\delta}$	15	0	0	0	
.	12	-4	16	.	13	-2	4	8	
.	16	0	0	.	15	0	0	0	
.	11	-5	25	.	13	-2	4	10	
.	15	-1	1	.	16	1	1		1
.	14	-2	4	.	14	-1	1	2	
\approx	19	3	9	\approx	30	15	225	45	
.	17	1	1	.	11	-4	16		4
.	21	5	25	.	19	4	16	20	
.	16	0	0	.	12	-3	9	0	
.	11	-5	25	.	11	-4	16	20	
.	7	-9	81	.	9	-6	36	54	
\times	23	7	49	\times	19	4	16	38	
.	21	5	25	.	22	7	49	35	
.	12	-4	16	.	11	-4	16	16	
.	16	0	0	.	10	-5	25	0	
.	14	-2	4	.	16	1	1		2
.	16	0	0	.	14	-1	1	0	
$M_p = 16$		-11	281	$M_p = 15$		1	436	230	7
								+223	
$r = \frac{+223}{\sqrt{281 \cdot 436}} = +0,66$									

Tabl. 5. — Comparaison des distributions de fréquence de $\lambda \odot$ des deux sexes

distribution doit être bien *inférieure* à sa valeur théorique : en supposant qu'au plus, quarante pour cent des cas ont été libres au point de vue de leur distribution, on arrive pour l'une et l'autre des distributions, à

$$\varepsilon(\delta) = 0,674 \sqrt{\frac{0,4 \cdot 281}{18}} = 1,7$$

ainsi qu'à

$$\varepsilon(\varphi) = 0,674 \sqrt{\frac{0,4 \cdot 436}{18}} = 2,1$$

chiffres, dont le premier est encore inférieur à celui induit à la page précédente sur la base de la distribution $\lambda \odot$ correspondant aux naissances de sexe masculin.

3. Un *échelonnage* par dégradation dans la seconde moitié du Verseau (♌) suivi par un *excédent* saillant au commencement du signe suivant (♍) paraît particulièrement significatif. Il suggère la conclusion que *durant le passage de la lune* à travers les quinze degrés en question (correspondant à un laps de temps d'environ trente heures), le nombre des accouchements *diminue* successivement de dix, de trente et même de cinquante pourcent, pour *augmenter* dans la suite brusquement de plus de vingt-cinq pour cent durant les vingt heures que la lune prend pour parcourir les dix premiers degrés des Poissons ; ainsi le « déficit » se trouve compensé partiellement par le « surplus » suivant.

4. A l'encontre de ce qui a été signalé sous 2, une certaine tendance vers la *compensation* entre la hauteur des colonnes de fréquence se laisse constater, pour les deux sexes, entre le signe du Bélier (♈) et les vingt premiers degrés du Lion (♌) ; elle s'exprime par un coefficient de *corrélation négatif* de

$$r = -0,16 \pm 0,124$$

Le montant de r dépassant à peine son écart probable, ce résultat n'est guère concluant en dehors d'une comparaison avec le coefficient positif établi plus haut.

5. A plusieurs reprises, il a déjà été souligné que le montant réel de l'écart probable dans ces distributions paraît être bien *inférieur* à sa valeur théorique ; car le calcul de cette dernière se trouve toujours basé sur la supposition d'une distribution absolument *libre* des positions des astres. Mais comme il fut expliqué plus haut, cette liberté se trouve sensiblement restreinte par suite de l'*intercorrélation* de toutes les positions provoquée par l'*interdépendance* astronomique des facteurs envisagés.

En effet, on obtient, pour la distribution des $\lambda\text{♈}$ (naissances masculines seulement), sur la base de groupements faits par 20°, par 30°, par 40° et par 60 ; comme dispersion des valeurs bien *inférieures* à celles qui seraient à prévoir *sans* la présence des restrictions mentionnées.

On peut en conclure que le nombre des cas qui ont été réellement « libres » de se placer comme ils le devaient (pour exprimer des particularités de la connexion existante entre la position de la lune et l'heure de l'accouchement) est relativement *restreint*, et que l'accroissement successif des valeurs de σ , lorsqu'on passe d'un nombre de classe de 6 à 9, à 12 et à 18, n'est pas tant dû à la dispersion accidentelle, mais à des écarts qu'on peut considérer comme « significatifs ».

6. Un phénomène très curieux et qui défie toute hypothèse « de pur hasard », se révèle dans la *compensation* de la fréquence des cas masculins pour les *secteurs opposés*, dont le tableau ci-contre reproduit les détails : Sous $\lambda\odot$ se trouvent de nouveau inscrits les signes du zodiac ; en analogie avec les tableaux de corrélation montrés aux pages 17 et 34, les colonnes sous N_1 et N_2 indiquent le nombre de cas par secteur de \odot , celles sous δ_1 , et δ_2 les déviations respectives de la moyenne (égale à environ 16) ; sous δ_1^2 , et δ_2^2 se trouvent inscrits les carrés, sous $\delta_1\delta_2$ les produits de ces déviations.

Le coefficient de corrélation se chiffrant à

$$r = \frac{-224}{\sqrt{476 \cdot 620}} = -0,41 \pm 0,094$$

il en résulte qu'en effet, la majorité des déviations relevées dans les *secteurs opposés* se *compensent*. Du fait qu'au point de vue astronomique, il n'y a aucune raison à ce que cela soit ainsi, on se trouve ramené, une fois de plus, à la conclusion que la distribution reproduite dans la fig. 10 n'a pas eu lieu d'une façon quelconque, mais que son arrangement doit être considéré comme *manifestation de certaines lois reliant le moment de l'accouchement d'un enfant (de sexe masculin) au déplacement éclipical de la lune*.

Ici encore, la distribution des naissances de sexe féminin paraît avoir suivi des règles différentes : la fréquence des positions lunaires correspondantes montre, à l'encontre de ce qui a été constaté pour les garçons, une cer-

$\lambda \cup$	N_A	δ_A	δ_A^2	$\lambda \cup$	N_B	δ_B	δ_B^2	$\delta_A \delta_B$	
								+	-
V	21	5	25	⋈	16	0	0	0	
.	22	6	36	.	20	4	16	24	
.	23	7	49	.	8	-8	64		56
.	11	-5	25	.	20	4	16		20
.	14	-2	4	.	19	3	9		6
.	17	1	1	.	9	-7	49		7
α	10	-6	36	⋈ _v	18	2	4		12
.	15	-1	1	.	11	-5	25	5	
.	20	4	16	.	15	-1	1		4
.	18	2	4	.	14	-2	4		4
.	17	1	1	.	16	0	0	0	
.	15	-1	1	.	19	3	9		3
II	16	0	0	↗	12	-4	16	0	
.	16	0	0	.	13	-3	9	0	
.	19	3	9	.	16	0	0	0	
.	13	-3	9	.	25	9	81		27
.	13	-3	9	.	22	6	36		18
.	18	2	4	.	17	1	1	2	
⊙	16	0	0	⋈	16	0	0	0	
.	17	1	1	.	12	-4	16		4
.	17	1	1	.	16	0	0	0	
.	17	1	1	.	11	-5	25		5
.	20	4	16	.	15	-1	1		4
.	10	-6	36	.	14	-2	4	12	
∞	13	-3	9	≈	19	3	9		9
.	13	-3	9	.	17	1	1		3
.	5	-11	121	.	21	5	25		55
.	15	-1	1	.	16	0	0	0	
.	22	6	36	;	11	-5	25		30
.	17	1	1	.	7	-9	81		9
⋈	17	1	1	⋈	23	7	49	7	
.	18	2	4	.	21	5	25	10	
.	17	1	1	.	12	-4	16		4
.	14	-2	4	.	16	0	0	0	
.	18	2	4	.	14	-2	4		4
.	16	0	0	.	16	0	0	0	
$M_p = 16$		+ 4	476	$n = 36$	- 9	620	60	284	- 224

Tabl. 6. — Comparaison de la fréquence de λ (σ) dans des secteurs opposés

taine *similitude* pour les secteurs *opposés* ; celle-ci se traduit par une valeur *positive* du coefficient de corrélation. Toutefois, ce dernier n'atteignant que

$$r = +0,15 \pm 0,110$$

son montant ne pourrait guère être considéré comme significatif en dehors d'une comparaison avec la valeur de r établie pour les garçons.

Après toutes ces constatations, la conclusion ne paraît guère trop risquée que, *sans l'existence d'une connexion étroite entre le déplacement éclipticale de la lune et le phénomène biologique de l'accouchement, l'arrangement particulier de la distribution de fréquence reproduite par le graphique n° 10 ne saurait trouver une explication rationnelle.* Il faut donc admettre que le satellite de la terre, par sa révolution éclipticale, *déclenche* ou *retarde* le moment d'entrée d'un enfant dans sa vie individuelle !

La probabilité constamment croissante en faveur de l'existence d'une relation entre le *déplacement écliptical* et *topocentrique* du *soleil* comme de la *lune*, d'une part, et *l'accomplissement de la naissance humaine* de l'autre, étant ainsi devenue certitude, il paraît assez logique de soumettre également à l'analyse ces deux astres *à la fois*, c'est-à-dire, leurs distances réciproques correspondant aux cas du matériel d'enquête.

L'intervention des phases de la lune

Ainsi les angles géocentriques de ces deux facteurs astronomiques ou, en langage populaire, *les phases de la lune* ont fait l'objet d'une étude qui, au point de vue astronomique, se présente sous une forme tout aussi simple que les analyses précédentes : Le soleil faisant une fois par an son tour à travers les douze signes de l'écliptique, la lune le rejoint et le dépasse douze à treize fois, soit environ tous les vingt-neuf jours et demi. Durant la vingtaine d'années sur laquelle porte l'enquête, chacun des angles possibles entre les deux facteurs a donc été formé plus de deux cent fois et, par conséquent, devrait être rencontré en nombre à peu près égal pour n'importe quel secteur du système de référence — à moins qu'il existe un rapport entre ces distances mêmes et le moment d'un accouche-

ment, dans ce sens que sous certains angles, davantage (ou moins) de naissances ont lieu que sous d'autres, et que cette « prédilection » (ou « antipathie ») soit suffisamment prononcée pour permettre la formation d'écartis sortant des limites de la fluctuation accidentelle.

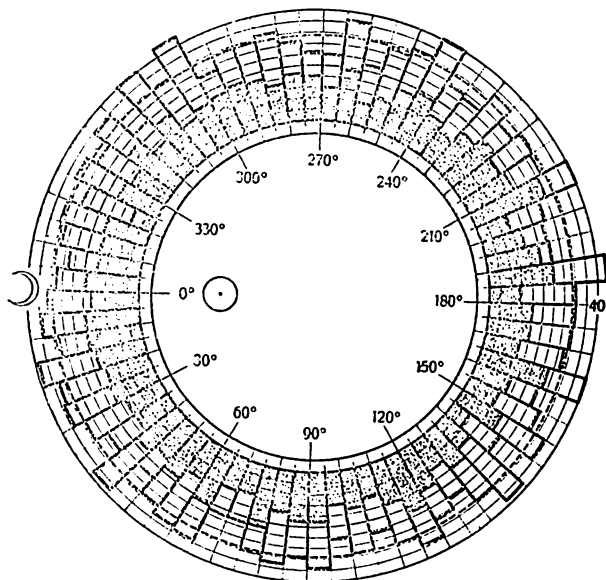


Fig. 11. — Distribution des angles entre le soleil et la lune (par 5°)

La figure 11 représente la distribution de fréquence des angles entre les deux astres, relevés pour l'ensemble des cas soumis à l'enquête et groupés, comme usuellement, par 5°. Aussi, la signification du graphique est-elle la même que celle des nos 3, 5 et 10.

Comme c'est le cas pour les statistiques précédentes, la question principale se résume en ceci : La distribution de ces 2218 cas, a-t-elle eu lieu simplement d'après les « règles du hasard », et ne contient-elle que des fluctuations purement accidentelles, ou bien : a-t-elle subi l'in-

fluence d'une cause constante s'exprimant dans des variations qui dépassent les limites des écarts fortuits, et qui soient accessibles à l'analyse rigoureuse par les méthodes préconisées jusqu'alors ? De nouveau, il s'agit donc d'établir, si et en dedans de quelles limites, la hauteur des colonnes, soit pour l'un ou pour l'autre des sexes, soit pour les deux ensemble, dépasse le quadruple au quintuple de l'écart probable, ou s'il s'y trouve quelques arrangements et groupements particuliers.

A première vue, la superposition des deux distributions ne présente rien de frappant ; pas même les maxima à 183/190° et à 300/303° n'atteignent des dimensions qu'on oserait considérer comme significatives ; car la valeur théorique de l'écart probable pour les deux distributions superposées s'élevant à

$$\varepsilon = 0,674 \sqrt{\frac{1}{72} \cdot \frac{71}{72} \cdot 2218} = 3,72$$

des excédents jusqu'à 14 ou 15 unités pourraient encore être interprétés comme fluctuations fortuites. De même, les dispersions n'accusent pas de différences sensibles avec leur valeur théorique ; ainsi correspond un

σ_n (♂) de 3,95 à un σ effectif de 3,74 ; et un

σ_n (♀) de 3,83 à un σ effectif de 4,01

La conclusion paraîtrait donc justifiée que la distribution en question, dans son ensemble, n'a subi aucune influence spécifique, et que le moment de l'accouchement est parfaitement indépendant des phases de la lune.

Par contre, une étude approfondie des deux distributions prises chacune à part conduit à un résultat bien différent : C'est alors que la *régularité* (relative) des colonnes noires (correspondant aux naissances *masculines*) dans les secteurs de 0° à 90° et de 270° à 0°, attire l'attention par le fait de leur antagonisme évident avec les secteurs opposés ainsi qu'avec la distribution des naissances *féminines*. Pourtant, en supposant qu'il n'existe aucun rapport

ontre les deux phénomènes envisagés, les *conditions*, pour les deux distributions, *auraient été tout à fait identiques*, aussi bien pour les différents secteurs que notamment pour les deux sexes ; car le matériel servant comme base a été relevé d'une façon homogène.

En déterminant la dispersion (v. p. 19) de la distribution des naissances masculines dans les deux secteurs à gauche, on obtient

$$\sigma(0^{\circ}-90^{\circ}) = 2,90 \text{ et } \sigma(270^{\circ}-0^{\circ}) = 2,87$$

et, pour les deux secteurs consécutifs pris ensemble,

$$\sigma_1 = 2,89 \pm 0,230$$

Par contre, la dispersion dans les deux secteurs à droite s'élève à

$$\sigma(90^{\circ}-180^{\circ}) = 4,27 \text{ et à } \sigma(180^{\circ}-270^{\circ}) = 4,98$$

et, pour les deux secteurs à la fois, à

$$\sigma_2 = 4,58 \pm 0,365$$

La différence entre les deux valeurs de σ s'élève donc à

$$\Delta(\sigma_1, \sigma_2) = 4,58 - 2,89 = 1,68$$

tandis que l'écart probable de Δ se détermine par la formule appliquée déjà plusieurs fois :

$$\varepsilon(\Delta) = \sqrt{0,230^2 + 0,364^2} = 0,431$$

Δ étant environ *quatre* fois plus grand que la valeur de $\varepsilon(\Delta)$, on peut considérer comme certain que la différence entre les dispersions σ_1 et σ_2 est due au *caractère essentiellement différent* des deux distributions en question. Celles-ci ont donc subi des conditions de distribution tout à fait *hétérogènes*, dont l'interprétation la plus simple réside dans l'hypothèse d'une loi reliant les deux phénomènes envisagés, soit les phases de la lune au moment d'accouchement d'un enfant de sexe masculin.

D'autre part, la régularité extraordinaire de la distribution constatée dans les secteurs I et IV avec un σ_1 de

2,89 fait conclure à une véritable valeur de l'écart probable de

$$\varepsilon' = 0,674 \cdot 2,89 = 1,96$$

chiffre qui coïncide d'une façon frappante avec ceux établis sur la base des considérations mathématiques à propos de la distribution de $\lambda_{m\odot}(\varphi)$, (où sa valeur a été évaluée à 1,82 resp., lorsqu'elle est ramenée au nombre des garçons, à 1,87), ainsi qu'à celle établie pour la distribution de λ_{\odot} , se chiffrant à 1,88.

La comparaison de la dispersion *sous-normale* constatée pour une partie de la distribution des angles (correspondants aux naissances masculines) avec celle relevée pour la totalité des naissances féminines confirme encore les conclusions tirées plus haut : D'une dispersion effective de

$$\begin{aligned} \sigma(\varphi) &= 4,01 \pm 0,226, & \text{respectivement de} \\ \sigma'(\varphi) &= 4,14 \pm 0,230 \end{aligned}$$

celle relevée chez les garçons pour les secteurs I et IV diffère de

$$\Delta = 4,14 - 2,89 = 1,25$$

tandis que l'écart probable de Δ s'élève à

$$\varepsilon(\Delta) = \sqrt{0,230^2 + 0,233^2} = 0,328$$

Δ se trouve donc dépassé de près de *quatre* fois par la valeur de $\varepsilon(\Delta)$, d'où résulte encore que les distributions ont suivi des lois tout à fait *différentes* pour les deux sexes. En outre, la valeur faible de l'écart probable effectif (environ 1,9) établi sur la base des secteurs à dispersion sous-normale, et qu'il est permis de généraliser pour l'ensemble, fait considérer tous les écarts dépassant sept à huit unités comme manifestation de *tendances* inhérentes non seulement au matériel soumis à l'analyse, mais à la *totalité* des cas de naissance du canton de Genève durant les années 1902 à 1923. Ainsi, la probabilité en faveur de l'existence d'une connexion reliant le déclenchement d'une naissance humaine aux phases de la lune s'approche de la certitude.

En particulier, la distribution de fréquence établie entre

180° et 210° indique que durant la *pleine lune*, le nombre des accouchements de sexe masculin *diminue* quelque peu pour remonter ensuite assez brusquement d'environ trente pour cent durant les quelques vingt heures qu'implique la formation des angles entre 185° et 195° ; le maximum est atteint, avec un *excédent* de plus du double, entre 205° et 210°, soit quelques deux jours et demi après la pleine lune.

En analogie à ce qui a été dit plus haut, il est évident que telle condition astronomique « favorable » à l'accomplissement d'un accouchement — par exemple le passage de la lune à travers les dix premiers degrés des poissons (voir fig. 10, p. 32) — entraîne presque fatalement, soit une position topocentrique « défavorable » du soleil, soit un angle entre celui-ci et la lune qui, par lui-même, n'agirait point comme « catalyseur ». Comme suite inévitable à cette intercorrélacion, des colonnes qui, au point de vue de l'expression d'une tendance particulière, seraient peut-être restées *vides*, s'emplissent néanmoins de quelques cas, parfois même au détriment d'une colonne voisine qui, tout en subissant une tendance vers l'accumulation, ne peut pas montrer un excédent aussi fort qu'il aurait été le cas, si les distributions s'étaient faites sans aucune restriction de la liberté de mouvement du cas individuel. Il en résulte une fois de plus que la *valeur réelle* de l'*écart probable* doit rester bien *inférieure* à sa valeur théorique, déduction qui a trouvé sa confirmation à maintes reprises. Par conséquent, même des déviations beaucoup plus faibles que celles qui ont été envisagées, pourraient être considérées comme significatives.

Le rôle des nœuds de la lune

C'est au point de vue de cette interdépendance astronomique se manifestant dans une « atténuation » des écarts dans les distributions de fréquence des différents facteurs compris par l'enquête, qu'il faut interpréter le graphique

suivant. Celui-ci reproduit la distribution de fréquence des angles entre la lune et son nœud ascendant (1) relevés pour les naissances analysées jusqu'à alors.

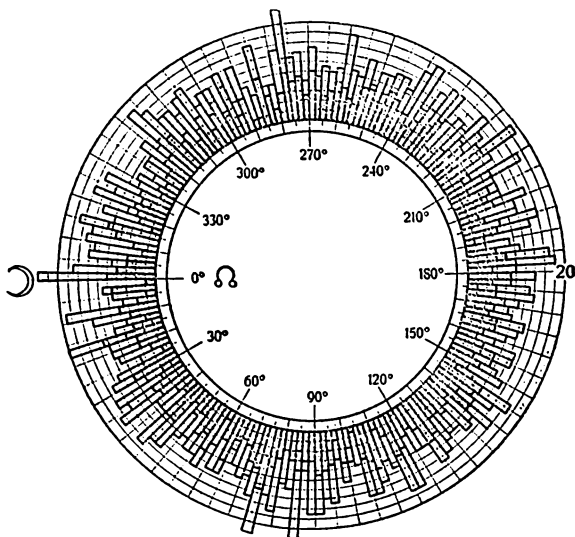


Fig. 12. — Distribution des angles entre la lune et son nœud ascendant (par 2°)

La signification du diagramme est tout à fait analogue à celle des autres avec la seule exception que la fréquence se trouve indiquée par deux degrés (au lieu de cinq), et que l'unité de mesure (d'un cercle à l'autre) est de 2.

A part des maxima à 75°, 85° et à 277°, un changement abrupt à 0° paraît frappant ; en effet, les huit degrés pré-

1. On désigne par nœuds de la lune les deux points situés sur la ligne d'intersection du plan écliptical avec celui dans lequel le trabant de la terre tourne autour de celle-ci ; le point, où la lune passe de l'hémisphère australe à l'hémisphère boréale, est appelé nœud ascendant (Ω) ; par contre, le point, où elle passe dans le sens inverse, s'appelle nœud descendant (\oslash). La durée de révolution des nœuds — qui a lieu en sens négatif (c'est-à-dire, comme la marche des aiguilles d'une montre) — est d'environ 18,6 ans.

cédant le passage de la lune sur l'écliptique impliquent 30 cas de sexe masculin et 34 cas de sexe féminin, tandis que les huit degrés suivants n'en comptent que 17, resp. 12 ; il y a donc une différence de 33 unités qui se laisse interpréter de la façon suivante : Lorsque la lune s'approche, du côté sud, de l'écliptique, le nombre des accouchements augmente sensiblement pour atteindre un *maximum* quand l'astre se trouve à quelque trois ou quatre degrés de distance, (ce qui correspond à un laps de temps de six à huit heures) ; immédiatement après qu'elle a *croisé* l'écliptique, le nombre des naissances diminue durant environ huit heures d'une façon suffisamment prononcée pour compenser le « surplus » précédent. Une *corrélation positive* très marquée entre la partie foncée et la partie blanche de la distribution autour du point 0° indique que, pour une fois, les deux sexes marchent de pair.

En analogie aux résultats des autres statistiques, il s'ensuit que *la naissance humaine n'a pas lieu sous n'importe quelle position (latitude) de la lune par rapport à l'écliptique, mais qu'il y a des passages durant lesquels le nombre des accouchements, en fonction apparente de la révolution du satellite de la terre, diminue ou augmente sensiblement.*

Périodicités lunaires dans les variations de la proportion des sexes à la naissance

Quoique les résultats de l'enquête faite sur le matériel de Genève permettent parfaitement bien la généralisation des lois induites, il ne paraît pas dépourvu d'intérêt de les comparer à ceux obtenus sur la base de données sortant d'une autre ville, et de méthodes d'investigation différentes. L'occasion en est offerte par une étude des fluctuations de la *proportion des sexes* à la naissance, qui a été basée sur les indications des *Weekly Records of the Registrar General* à Londres. Celles-ci, s'étendant sur une vingtaine d'années, impliquent *plusieurs millions de cas* ; par con-

séquent, les résultats établis par cette étude, ne sauraient guère être refusés par ceux qui auraient peut-être jugé insuffisant le nombre des cas ayant servi comme base à la première partie de cette enquête.

La figure 13 représente sous forme de polygone ouvert les variations hebdomadaires de la proportion des sexes entre la 11^e semaine de l'année 1902 et la 36^e semaine de l'année 1903 (1).

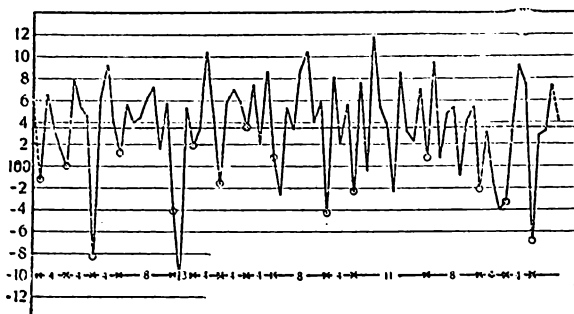


Fig. 13. — Variations hebdomadaires de la proportion des sexes à Londres (1902-1903)

Il est facile de constater que les éléments de cette courbe varient autour de 103 à 104 (en faveur du nombre des garçons), et que les fluctuations dépassent suffisamment l'écart probable pour faire conclure à l'intervention d'une *cause constante* favorisant tantôt la prédominance numérique d'un sexe, tantôt celle de l'autre. En effet, le critère déjà bien connu s'évalue, sur la base d'environ deux mille huit cents naissances par semaine, à

$$\varepsilon \left(\frac{\sigma}{\bar{x}} \right) = \frac{0,674 \sqrt{0,51 \cdot 0,49 \cdot 2800}}{0,49 \cdot 2800} = 0,0130$$

1. Il ne s'agit donc pas du *nombre* des naissances ayant eu lieu, mais de celles qui ont été *enregistrées*. Toutefois, ceci n'affecte guère les résultats ; car une corrélation quasi-parfaite peut-être supposée entre les variations des deux chiffres en question, et l'analyse des uns peut remplacer, dans le cas particulier, celle des autres.

Les maxima et minima de la figure 13 dépassant la moyenne (ligne pointillée) de plus de huit, soit quatorze unités, donc du *septuple* au *décuple* de la valeur ε , le caractère non-accidentel de la plupart des déviations paraît assuré.

Au point de vue sociologique, il n'y a aucune raison qui puisse expliquer des déviations aussi prononcées, pas plus que l'existence d'une périodicité ou d'une autre particularité sortant du cadre des fluctuations fortuites.

Pourtant, l'étude des distances assez régulières des *minima* (entourés par un petit cercle) variant de trois ou quatre à sept ou huit semaines, (une fois onze), révèle la présence d'une *périodicité*, dont la longueur paraît être quelque peu inférieure à *quatre semaines*, et qui se manifeste d'une façon plus marquée toutes les sept à huit semaines.

Au tableau n° 6 (à la page suivante), les chiffres correspondant aux ordonnées successives de la figure 13 ont été échelonnés en rayons de *huit*.

Pour permettre que la plupart des maxima et des minima puissent se superposer, il a fallu *doubler*, à deux reprises, un chiffre (mis entre parenthèses); ceci confirme que la périodicité doit être légèrement inférieure à quatre (huit) semaines. Afin d'éviter toute objection de choix arbitraire, cette opération fut faite après le premier et le second tiers de la distribution, soit après la 26^e et après la 53^e semaine. Le résultat en est que les sommes des chiffres contenus dans la première et surtout dans la cinquième colonne du tableau sont restées sensiblement *en dessous* de la moyenne, qui s'élève à

$$M = \frac{223,2}{8} = 35,4$$

Par contre, ceux de la seconde et la quatrième la *dépassent* considérablement.

L'écart probable des sommes établies s'évaluant en moyenne à

$$\varepsilon \approx \sqrt{10} \cdot 1,3 \approx 4,1$$

il se trouve dépassé de plus de *dix* fois par celui du *mini-*

min (colonne 5) et de près de six fois par ceux des *maxima* (colonnes 2 et 4). La présence d'une périodicité serait donc extrêmement difficile à contester, et il ne reste qu'à en déterminer la longueur :

	1	2	3	4	5	6	7	8
I	- 1.2	6.5	3.8	1.5	0.0	7.9	5.5	4.6
II	- 8.3	6.2	9.2	3.9	1.2	5.6	4.0	4.1
III	6.1	7.2	1.6	5.7	- 4.1	-10.4	5.3	1.9
IV	3.5	10.4	(10.4)	4.5	- 1.6	5.8	7.0	5.9
V	3.6	7.4	2.2	8.6	0.8	- 2.6	5.3	3.4
VI	8.7	10.4	4.1	5.8	- 4.3	8.1	2.2	5.6
VII	- 2.3	7.6	- 0.4	11.7	5.3	3.8	(3.8)	- 2.3
VIII	8.5	3.2	2.4	7.0	0.8	9.1	0.8	4.8
IX	5.4	- 0.8	4.2	5.4	- 2.1	3.1	1.5	- 3.9
X	- 3.3	3.1	9.2	7.5	- 6.8	2.8	3.2	7.3
(10)	20.7	61.2	46.7	61.6	-10.8	33.5	38.6	31.7
$\Sigma=283.2 \quad M=35.4$								

Tabl. 7. — Analyse des variations hebdomadaires de la proportion des sexes reproduites au graphique n° 13

Les dix rayons du tableau impliquent chacun huit chiffres, dont deux en double, ce qui conduit à un nombre total de soixante-dix-huit semaines ; il en résulte que la périodicité est de 7,8.. ou, lorsqu'on tient compte de sa *duplicité* apparente, de 3,9.. semaines. Or, ce dernier laps de temps correspond à 27,3.. jours, soit assez exactement à la durée de la *révolution éclipticale de la lune*, dont il a été question plus haut, et qui est de 27,32 jours. L'identité des deux périodicités semble donc fort probable, et leur intervention dans les deux cas ne saurait guère être mise en doute.

Ici encore, on se trouve en face de l'*interpénétration* d'au moins trois périodicités de durée très voisinante, à savoir : un cycle de 27,32 jours (*révolution éclipticale* — v. pages 31 à 38), un autre de 29,53 jours (*retour des phases* — v. pages 38 à 43) ; et enfin un troisième de 27,21 jours (*révolution par rapport au nœud* — v. pages 43 à 45). Leur concours explique facilement l'*intermit-*

tence occasionnelle dans l'apparition de l'une ou de l'autre. Pourtant, elles se laissent tracer, toujours à nouveau, sur une extension d'environ *vingt ans* comprenant plus de *deux millions* de naissances.

Une constatation pareille semble apte à dissiper les dernières hésitations à l'égard d'un *rapport très étroit* existant entre différentes *données astronomiques* telles que les positions éclipticales, topocentriques et réciproques du soleil et de la lune d'une part et le moment d'un *accouchement* de l'autre.

CONCLUSIONS

Bien que les faits relatés dans le présent exposé aient été établis avec toute la rigueur désirable, et qu'il n'y ait plus aucune possibilité de doute à propos de l'existence de *relations astrobiologiques*, il paraît tout aussi prématuré d'énoncer une hypothèse sur le caractère et le mécanisme de cette connexion, que de discuter la portée pratique de ces connaissances « nouvelles » en domaine d'obstétrique, où elles seront probablement appelées à éclaircir un grand nombre de phénomènes dont l'explication à fait défaut jusqu'alors. Par contre, il n'est pas trop osé de résumer les différentes lois de cette connexion solaro- et lunaro-obstétrique, au double point de vue de la mère et du nouveau-né, comme suit :

1. *Une femme ne peut pas mettre un enfant au monde sous n'importe quelle position du soleil ou de la lune ;* car le déroulement de l'accouchement est étroitement lié au déplacement resp. aux positions des deux astres par rapport aux différents systèmes de référence (écliptique, plan topocentrique, distance réciproque etc.).

2. *Les conditions astronomiques d'enfantement sont tantôt identiques pour les deux sexes, tantôt nettement différentes ou même opposées ;* ainsi, le lever et le coucher des deux astres agissent, pour tout accouchement comme *catalyseurs*.

D'autre part, il paraît que le moment de naissance d'un enfant de sexe *masculin* dépend en premier lieu de la position du *soleil* (exemple : $\lambda_m \odot$), tandis que celui d'un enfant de sexe *féminin* serait surtout fonction du déplacement de la *lune* (exemple : dispersion pour les angles entre le \odot et la \oslash , p. 42).

3. *Les positions et angles « actifs » des deux astres forment souvent des arrangements « miroités » par rapport au centre de référence* (exemple : $\lambda \oslash$ pour les garçons), *ou des figures géométriques régulières* (exemple : hexagonisme pour $\lambda_m \oslash$ et $\lambda_m \odot$) (1). On trouve aussi des *relations intrinsèques entre les arrangements* de facteurs autrement indépendants (exemple : $\lambda_m \odot$ et $\lambda_m \oslash$ pour les garçons).

Ce qui paraît remarquable entre autre, c'est qu'une vieille tradition rejetée durant des siècles a ainsi trouvé sa *réhabilitation* sur la base d'études qui sont uniquement fondées sur les méthodes d'investigation statistique, donc sur l'*induction* pure. Aussi pourra-t-on considérer, désormais, comme certain que *l'organisme humain est soumis, dans une large mesure, à des influences d'origine cosmique*. Les résultats d'enquêtes ultérieures serviront à mettre encore mieux en lumière l'extension et l'intensité apparemment très grandes de ces correspondances astro-biologiques.

1. Cf. l'étude sur le problème de la *continuité* mentionnée parmi les ouvrages de l'auteur (après le titre).

8134. — Imprimerie Jouve et Cie, 15, rue Racine, Paris. — 7-1928

