

Zeitschrift: Orion : Zeitschrift der Schweizerischen Astronomischen Gesellschaft
Herausgeber: Schweizerische Astronomische Gesellschaft
Band: - (1952)
Heft: 36

Artikel: Les étoiles variables [Schluss]
Autor: Fluckiger, M. / Chilardi, S.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-900537>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 08.02.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

ORION

Mitteilungen der Schweizerischen Astronomischen Gesellschaft
Bulletin de la Société Astronomique de Suisse

SCHAFFHAUSEN

JULI 1952

N° 36

Les étoiles variables

(suite et fin)

Par M. FLUCKIGER et S. CHILARDI, Lausanne

Nous avons déjà dit que les résultats d'observation sont affectés par des erreurs accidentelles et systématiques. Alors que les premières, qui sont dues au hasard et qui se produisant tantôt dans un sens, tantôt dans l'autre, n'ont que peu d'influence sur les valeurs moyennes, les secondes, au contraire, affectent aussi bien les moyennes que les mesures elles-mêmes. Ces erreurs systématiques dépendent de différentes conditions d'observation parmi lesquelles nous citons les caractéristiques chromatiques des instruments et des yeux des observateurs. Ce sont ces erreurs qu'il s'agit d'évaluer lorsqu'on veut comparer des observations c'est-à-dire les ramener à ce qu'aurait observé une personne unique travaillant avec le même instrument. Avant d'aborder rapidement ce problème, nous tenons à dire quelques mots du problème de la corrélation en nous bornant au cas le plus simple, celui de la recherche d'une relation linéaire entre deux variables dépendantes. Ce problème peut être résolu graphiquement et nous ne donnerons ici qu'une méthode analytique déduite de la méthode des moindres carrés.

A. Recherche d'une relation linéaire entre deux variables dépendantes

Considérons deux variables dépendantes A et B dont on possède une série de valeurs correspondantes. Si l'on porte ces valeurs sur des axes de coordonnées, celles de A sur Ox et celles de B sur Oy, les points déterminés par ces coordonnées sont plus ou moins alignés si les deux variables sont fonction linéaire l'une de l'autre. Ces points seraient exactement en ligne droite si les valeurs de ces variables étaient obtenues par des mesures exemptes d'erreur et si la relation entre les variables est linéaire. Or comme en pratique les mesures sont toujours obtenues avec une certaine précision, l'alignement n'est pas parfait; il l'est d'autant moins que les erreurs des mesures sont plus grandes. Le problème consiste alors à trouver la ligne droite qui, passant sinon par tous les points, passe au milieu d'eux en en laissant autant d'un côté que de l'autre. Cette droite peut être tracée à vue mais il subsiste toujours une certaine fantaisie dans ce tracé et pour autant que l'on ait dessiné plusieurs droites, il est souvent fort difficile de choisir celle qui convient le

mieux. L'application de la méthode analytique permet de trouver les équations de deux droites, d'une part celle qui relie y à x , autrement dit celle qui permet de trouver la valeur la plus probable de l'ordonnée correspondant à une abscisse connue, et d'autre part celle qui relie x à y et qui permet de trouver l'abscisse la plus probable correspondant à une ordonnée fixée.

Supposons pour commencer que l'on possède un grand nombre de mesures. Il y aura donc un grand nombre de points sur le graphique. Pour simplifier les calculs on divise l'axe Ox en intervalles égaux et on remplace l'ensemble des points d'un intervalle par un point unique P_i ayant pour coordonnées les moyennes des coordonnées des points de l'intervalle. Donc :

$$\text{Coordonnées du point } P_i \text{ de l'intervalle } i \left\{ \begin{array}{l} X_i = \text{moyenne des abscisses des points} \\ \quad \text{de l'intervalle } i \\ Y_i = \text{moyenne des ordonnées des points} \\ \quad \text{de l'intervalle } i \end{array} \right.$$

On remplace ainsi le grand nombre de points par une suite plus restreinte de points P_i . On attribue ensuite à chaque point P_i un coefficient n_i indiquant le nombre de points entrant dans la moyenne. Cette façon de faire permet d'attribuer à un point une importance d'autant plus grande qu'il est la moyenne d'un plus grand nombre de mesures. Ce coefficient n_i est en quelque sorte le poids du point P_i . Remarquons que cette discrimination que l'on introduit ici entre les différents points P ne sert à rien lors de la réduction graphique.

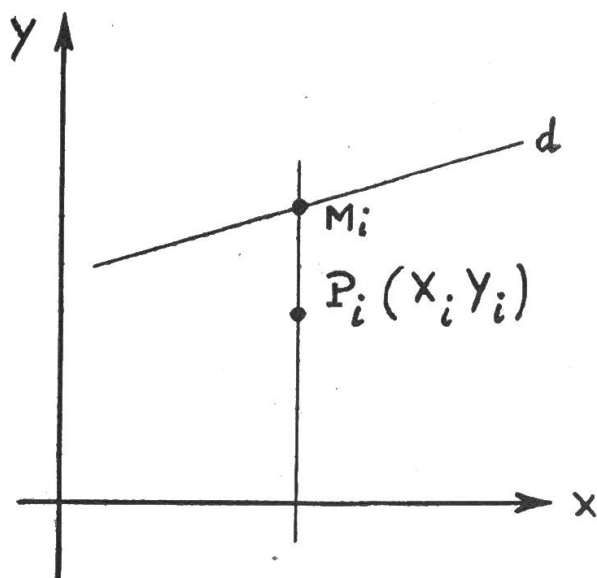


Fig. 1

Soit d la droite cherchée. Elle passe au voisinage des points P_i et à partir de chacun d'eux on mène une parallèle à l'axe Oy , parallèles qui coupent la droite d en des points M_i . Il faut alors

déterminer les coefficients de l'équation de d de façon que la somme des carrés des distances pondérées $P_i M_i$ soit la plus petite possible. On doit donc avoir

$$V = \sum_i n_i \overline{P_i M_i}^2 = \text{minimum.}$$

Prenons pour simplifier l'origine des coordonnées au point moyen \bar{x} ; \bar{y} dont les coordonnées sont les moyennes de celles des points P_i . Donc:

$$\bar{x} = \frac{\sum_i n_i X_i}{\sum_i n_i} \qquad \bar{y} = \frac{\sum_i n_i Y_i}{\sum_i n_i}$$

Par rapport à ce nouveau système de coordonnées les points P_i admettent les coordonnées x_i y_i , et la droite d représente l'équation $y = a + bx$ d'où

$$\begin{aligned} V &= \sum_i n_i (a + bx_i - y_i)^2 \\ &= \sum_i n_i (a^2 + b^2 x_i^2 + y_i^2 + 2abx_i - 2ay_i - 2bx_i y_i). \end{aligned}$$

Remarquons que dans le nouveau système de coordonnées on a:

$$\sum_i n_i x_i = \sum_i n_i (X_i - \bar{x}) = \sum_i n_i X_i - \bar{x} \sum_i n_i = 0$$

$$\sum_i n_i y_i = \dots = 0 \quad \text{d'où}$$

$$V = \sum_i n_i (a^2 + b^2 x_i^2 + y_i^2 - 2bx_i y_i).$$

Pour que cette expression fonction de a et b soit le plus petit possible, il faut que

$$1^\circ \quad a = 0$$

$$2^\circ \quad dV/db = 0 \quad \text{ou} \quad 2b \sum_i n_i x_i^2 - 2b \sum_i n_i x_i y_i = 0$$

$$\text{ou} \quad b = \frac{\sum_i n_i x_i y_i}{\sum_i n_i x_i^2}$$

Posons alors:

$$\sum_i n_i y_i^2 = N \sigma_1^2$$

$$\sum_i n_i x_i^2 = N \sigma_2^2$$

$$N = \sum_i n_i$$

$$\sum_i n_i x_i y_i = N r \sigma_1 \sigma_2$$

σ_1 et σ_2 sont les écarts-type et r est le coefficient de corrélation. On a alors

$$b = \frac{Nr \sigma_1 \sigma_2}{N \sigma_1^2} = r \frac{\sigma_2}{\sigma_1}$$

et la relation cherchée (équation de la droite d) est:

$$y = r \frac{\sigma_2}{\sigma_1} x \quad \text{ou} \quad y/\sigma_2 = r \cdot x/\sigma_1$$

et par rapport aux anciens axes de coordonnées:

$$(Y - \bar{y})/\sigma_2 = r \cdot (X - \bar{x})/\sigma_1$$

Un calcul analogue permet d'obtenir la seconde relation qui est avec les mêmes notations:

$$(X - \bar{x})/\sigma_1 = r \cdot (Y - \bar{y})/\sigma_2$$

Revenant maintenant à la valeur de V nous pouvons calculer l'erreur moyenne sur y puis sur x . Nous avons:

$$V = \sum_i n_i (bx_i - y_i)^2 = \sum_i n_i \left(r \cdot \frac{\sigma_2}{\sigma_1} x_i - y_i \right)^2$$

et en développant:

$$V = N \sigma_2^2 (1 - r^2).$$

Appelant alors s_2 l'erreur moyenne que l'on commet en attribuant à y la valeur calculée au lieu de la valeur mesurée, on a:

$$V = N s_2^2 = N \sigma_2^2 (1 - r^2) \quad \text{et} \\ s_2 = \sigma_2 (1 - r^2)^{1/2}.$$

De même si s_1 est l'erreur moyenne sur x on a:

$$s_1 = \sigma_1 (1 - r^2)^{1/2}.$$

Les résultats établis jusqu'à maintenant appellent la remarque suivante: le coefficient de corrélation r permet de décider si les variables étudiées sont linéairement dépendantes ou non. C'est à notre avis un critère beaucoup plus sûr que le simple examen de l'alignement des points du graphique.

Si $r = 1$ $V = 0$ de même que s_1 et s_2 . Les deux relations cherchées se réduisent à une seule ($y/\sigma_2 = x/\sigma_1$). Cette relation est rigoureusement satisfaite par les paires de valeurs de x et y et les variables sont linéairement dépendantes.

Si r diffère très peu de 1, les deux relations cherchées sont peu différentes et les droites forment un petit angle. Autrement dit les points sont bien groupés le long d'une ligne droite.

Enfin si r est voisin de 0, les deux relations sont très différentes et les droites forment un grand angle (égal à 90° quand $r = 0$). On ne peut plus dans ce cas parler d'une relation linéaire entre les variables.

D'une façon générale on admet l'existence d'une relation linéaire quand le coefficient de corrélation r est au moins égal à 0,5. Il ne faut pas oublier cependant que l'absence de relation linéaire n'entraîne pas l'absence de toute relation entre les variables.

Afin de montrer en quoi cette méthode peut être utile à l'observateur d'étoiles variables, nous allons l'appliquer au problème de la conversion d'estimations en degrés d'Argelander en un système de magnitudes. L'exemple choisi a déjà été étudié graphiquement dans la première partie de cet article.

Passage des éclats en degrés (D) aux magnitudes (M)

Y	X	$y = Y - \bar{y}$		$x = X - \bar{x}$		y^2	x^2	xy
Magnitude	Degrés	+	-	+	-	+	+	-
M	D							
8,01	0,00	0,67			6,58	0,4489	43,2964	4,4086
7,80	1,50	0,46			5,08	0,2116	25,8064	2,3368
7,65	4,51	0,31			2,07	0,0961	4,2849	0,6417
7,00	8,73		0,34	2,15		0,1156	4,6225	0,7310
6,88	11,23		0,46	4,65		0,2116	21,6225	2,1390
6,70	13,50		0,64	6,92		0,4096	47,8864	4,4288
somme:								
44,04	39,47	1,44	1,44	13,72	13,73	1,4934	147,5191	14,6859
		sommées égales (contrôle)						
moyennes:						$\sigma_2^2 =$	$\sigma_1^2 =$	
$\bar{y} = 7,34$	$\bar{x} = 6,58$					0,2489	24,5965	2,4476
						$\sigma_2 =$	$\sigma_1 =$	
						0,498	4,958	

Du tableau précédent nous tirons les résultats suivants:

$$b = r \cdot \frac{\sigma_2}{\sigma_1} = \frac{r \sigma_2 \sigma_1}{\sigma_1^2} = \frac{-2,4476}{24,5865} = -0,099$$

$$r = \frac{r \sigma_1 \sigma_2}{\sigma_1 \sigma_2} = \frac{-2,4476}{0,498 \cdot 4,958} = -0,99$$

$$s_2 = \sigma_2 (1 - r^2)^{1/2} = 0,07$$

Nous constatons que notre échelle de lumière en degrés est reliée linéairement au système de magnitudes choisi. Cette relation est:

$$y = bx \quad \text{ou} \quad y = -0,099 x$$

ou par rapport à l'ancien système d'axes de coordonnées

$$Y - 7,34 = -0,099 (X - 6,58)$$

$$Y = -0,099 X + 7,99.$$

Cette dernière relation permet de passer des estimations en degrés X aux magnitudes Y.

En remplaçant l'ancienne échelle de lumière par la nouvelle nous commettons une erreur moyenne σ_2 valant 0,07 magnitude. Ces résultats sont alors condensés dans le tableau suivant:

Étoile No.	Catalogue	Magnitude		Obtenue par le graphique
		Estimée	Calculée à 0,07 près	
a	6,70	13,50	6,65	6,66
b	6,88	11,23	6,88	6,89
c	7,00	8,73	7,13	7,13
d	7,65	4,51	7,54	7,53
e	7,80	1,50	7,84	7,82
f	8,01	0,00	7,99	7,99

Valeur de 1 degré = b = 0,099 magnitude

Remarquons que dans l'exemple précédent nous avons supposé toutes les mesures moyennes obtenues avec le même poids n , ce qui fait que ce coefficient n'est pas intervenu dans les calculs. Nous laissons au lecteur le soin d'imaginer un exemple de calcul où les poids des différentes mesures ne sont pas égaux.

Remarquons d'autre part que cette méthode, plus longue que la réduction graphique supprime complètement la part d'arbitraire inhérente à cette dernière et nous donne en plus l'erreur moyenne entachant les résultats.

B. Passage d'un instrument à un autre

Il arrive fréquemment qu'un observateur emploie plusieurs instruments lors de l'étude d'une même variable. Nous avons du reste recommandé ici-même cette façon de faire pour se mettre toujours dans les meilleures conditions d'observation. Supposons pour simplifier qu'un observateur a employé deux instruments que nous désignons par A et B. Pour comparer les estimations faites avec des deux instruments il faut connaître la correction à apporter aux magnitudes B pour les rendre égales à ce qu'elles seraient observées avec l'instrument A. Il faut donc une relation de passage de l'instrument A à l'instrument B.

Pour déterminer cette correction, on peut observer une même échelle de lumière avec les deux instruments. Il est évident que cette échelle de lumière doit être aussi homogène que possible, c'est-à-dire constituée par des étoiles de même classe spectrale (ou de même coloration).

L'exemple suivant, tiré des mémoires de la British Astronomical Society (Variable Stars Section) volume 33 remplace avantageusement toute considération théorique.

Observation de la même échelle de lumière avec deux instruments

Les estimations ont été faites en degrés d'Argelander puis converties en magnitudes dans le système de Hagen selon la méthode expliquée plus haut.

No. Etoile	Hagen Magnitude	Estimation Instrument A	Magnitude	Estimation Instrument B	Magnitude
4	6,6	38,6	6,54	32,0	6,45
6	7,3	32,4	7,35	23,6	7,35
10	7,9	27,3	8,02	19,6	7,78
12	8,0	24,7	8,36	17,1	8,05
13	8,2	22,0	8,71	13,9	8,39
16	8,4	21,1	8,83	12,4	8,55
22	8,7	16,5	9,17	9,1	8,90
24	9,0	17,0	9,38	8,1	9,01
25	9,0	—	—	7,3	9,10
26	9,3	14,7	9,67	6,8	9,15
28	9,6	13,3	9,85	4,0	9,45
31	9,8	13,0	9,90	—	—
32	9,9	12,0	10,02	1,0	9,77

Valeur de 1 degré: 0,131 0,107

Les magnitudes obtenues par ces deux instruments sont ensuite portées sur un graphique; une ligne moyenne est tracée parmi les points représentatifs et cette courbe de réduction permet de dresser la table de correction suivante:

Magnitude B	Magnitude A correspondante	Réduction A—B
6,60	6,64	+0,04
6,80	6,90	+0,10
7,00	7,18	+0,18
7,20	7,45	+0,25
7,60	7,85	+0,25
7,80	8,03	+0,23
8,00	8,20	+0,20
etc.		

Remarquons que la courbe de réduction n'est pas obligatoirement une ligne droite.

Nous admettrons dans tout ce qui va suivre que toutes les observations faites par le même observateur ont été réduites à un seul instrument. Disons encore que cette réduction doit être effectuée faute de quoi les observations faites à différents instruments ne sont plus du tout comparables et ne peuvent conduire qu'à des résultats approximatifs contenant des erreurs systématiques.

C. Passage d'un observateur à un autre

Les mêmes questions que celles traitées sous lettre B se posent lorsqu'il s'agit de passer des observations d'un opérateur à celle d'un collègue. Elles peuvent aussi être résolues de la même manière au moyen de l'étude simultanée d'une échelle de lumière. Cependant, comme il arrive fréquemment qu'une étoile variable change de coloration lorsqu'elle change d'éclat, il est préférable de déduire les courbes de réduction des courbes de lumière de la variable plutôt que d'une séquence fixe.

Pour cela, on dresse les courbes de lumières obtenues par les deux observateurs X et Y et on calcule les différences d'estimation $X - Y$ et $Y - X$ pour différentes valeurs de l'éclat de la variable. Ces différences permettent de dresser une courbe de réduction, puis une table de réduction permettant de passer des magnitudes X à celles de Y.

* * *

La marche à suivre, lorsqu'on veut grouper les observations de plusieurs personnes, est dès lors la suivante:

- A. Chaque observateur réduit toutes ses observations à un seul type d'instrument, puis dresse une courbe de lumière moyenne correspondant à ses mesures.
- B. On choisit ensuite un observateur de référence, un «leader», par rapport à qui toutes les observations seront réduites comme il a été dit. Comme leader, on choisit de préférence un observateur entraîné, travaillant d'une façon continue et observant tout le cycle de variation de l'étoile.
- C. Les observations réduites ainsi à un type unique servent à établir la courbe de lumière moyenne de la variable. Cette courbe de lumière est alors celle qui aurait été obtenue par un observateur travaillant avec le même instrument. Remarquons que ce n'est pas la courbe de lumière réelle mais celle qui se rapporte à un observateur, un instrument et un système de magnitudes. L'idéal serait de pouvoir s'affranchir encore de ces conditions pour arriver à la courbe de lumière réelle, mais c'est un problème très délicat et presque insoluble.

Nous pourrions encore allonger cette discussion, mais nous estimons en avoir assez dit pour indiquer dans quel sens et avec quel esprit doit être abordée l'étude visuelle des étoiles variables. Il se dégage de ces lignes que seule une étude coopérative peut porter des fruits et qu'une entente doit régner entre les différents observateurs de façon à permettre une meilleure réduction des mesures. Nous aurons du reste l'occasion de revenir sur quelques-unes des questions précédentes lorsque nous publierons nos résultats d'observation.

Références

1. Bulletins «Orion» Nos. 22, 32, 33.
 2. D. Brunt: *The combination of observation*, Cambridge 1923.
 3. British Astronomical Society (Variable Stars Section), Volume 33.
-

NOTE

Au cours de cet article nous n'avons jamais indiqué où l'amateur observateur peut se procurer les renseignements et les documents nécessaires pour son travail. Nous allons le faire très succinctement dans cette note.

a) *Cartes d'observation*. Afin de pouvoir identifier la variable et les étoiles de comparaison choisies, il est nécessaire de posséder des cartes de la région du ciel où se trouvent ces étoiles. Ces cartes peuvent être établies par l'observateur lui-même à condition qu'il puisse consulter les catalogues. Pour un très grand nombre de variables, de telles cartes ont été établies par les soins des associations d'observateurs (associations française, américaine, anglaise, etc.) et on peut se les procurer auprès de ces associations. Pour notre part, nous sommes en possession d'un grand nombre de ces cartes et nous nous chargeons volontiers de leur confection. Pour plus de renseignements au sujet de ces cartes, nous renvoyons nos lecteurs à notre article paru dans le bulletin «Orion» No. 22 de janvier 1949.

b) *Ephémérides — listes de variables*. Si l'observateur désire des renseignements sur les périodes, les positions, les dates des maxima, etc. des variables il peut consulter les catalogues d'étoiles variables (celui de Schneller, de Prager, etc.) ou les annuaires astronomiques.

Parmi ceux-ci mentionnons pour la Suisse le «Sternenhimmel» de M. Robert A. Naef édité par la maison Sauerländer à Aarau. Cet annuaire contient les positions, périodes et dates de maxima d'une vingtaine de variables à longue période. Il contient en outre des renseignements utiles sur les variables à courte période et les variables irrégulières.

c) *Variables à étudier spécialement*. Les nouvelles variables dont l'étude est à entreprendre ou à poursuivre, les étoiles suspectes de variabilité et qui doivent être prises en surveillance sont souvent mentionnées dans les pages des revues astronomiques.

Ces cas intéressants sont aussi signalés à l'attention des observateurs dans une petite publication mensuelle, la «Documentation des Observateurs», publication d'ordre privé éditée avec l'agrément et l'appui de M. Henri Mineur, Directeur de l'Institut d'Astrophysique de Paris. Cette publication, rédigée par M. R. Rigollet, attaché au Centre National de la Recherche Scientifique, signale aux observateurs tous les sujets intéressants et fournit les documents nécessaires à leur observation. Nous nous ferons toujours un plaisir d'envoyer des spécimens de cette revue aux lecteurs qui nous en feront la demande.

d) *Epoques des maxima des variables plus brillantes que la 7^{ème} magnitude au maximum d'éclat*. Nous terminerons cette note en signalant aux observateurs les époques des maxima de quelques variables à longue période qui peuvent être observés en 1952 avec de petites jumelles. Pour obliger l'observateur à suivre les variations d'éclat de la variable avant et après le maximum nous n'indiquerons que le mois pendant lequel le maximum doit se produire. Ces éléments ont été établis d'après les données du catalogue de Schneller 1939 telles qu'elles sont publiées dans l'annuaire de l'Observatoire de Vienne pour 1940.

Les époques de maximum munies d'un astérisque sont données d'après l'annuaire «Der Sternenhimmel 1952» et se basent sur le dernier catalogue officiel d'étoiles variables publié par Kukarkin et Parenago.

Variable			Eclat visuel		Spectre	Période en jours	Epoque du maximum
			Max.	Min.			
131546	V	CVn	6,4	8,9	M5e	191,5	mai
132706	S	Vir	6,0	12,9	M6e	383,7	mai *
151731	S	CrB	6,0	13,4	M7e	355,7	mai
154615	R	Ser	5,6	7,8	M7e	354,4	mai
192150	CH	Cyg	6,4	7,4	M4	100,6	mai
194048	RT	Cyg	6,3	12,9	M3e	190,4	mai
230759	V	Cas	7,0	13,0	M6e	225,0	mai
235350	R	Cas	4,8	13,6	M7e	426,3	mai *
103769	R	UMa	5,9	13,6	M4e	305,4	juin
123160	T	UMa	5,5	13,5	M4e	261,0	juin
154615	R	Ser	5,6	7,8	M7e	354,4	juin *
154639	V	CrB	6,9	12,4	N3e	361,9	juin
163266	R	Dra	6,4	13,0	M6	245,5	juin
151731	S	CrB	6,0	13,4	M7e	355,7	juillet *
210868	T	Cep	5,2	10,8	M6e	395,9	juillet *
023133	R	Tri	5,3	12,0	M6e	265,6	août
143227	R	Boo	5,9	12,8	M4e	225,5	août *
192150	CH	Cyg	6,4	7,4	M4	100,6	août
023133	R	Tri	5,3	12,0	M6e	265,6	septembre *
180531	T	Her	6,9	13,7	M3e	165,5	septembre
210868	T	Cep	5,2	10,8	M6e	395,9	septembre
143227	R	Boo	5,9	12,8	M4e	225,5	octobre
164715	S	Her	5,9	13,1	M6e	315,6	octobre *
193449	R	Cyg	5,6	14,4	S3e	428,4	octobre
123961	S	UMa	7,0	12,9	Se	229,1	novembre
194048	RT	Cyg	6,3	12,9	M3e	190,4	novembre
022813	U	Cet	6,6	13,2	M3e	232,6	décembre
065208	X	Mon	7,0	9,7	M3e	151,2	décembre
164715	S	Her	5,9	13,1	M6e	315,6	décembre
192150	CH	Cyg	6,4	7,4	M4	100,6	décembre

M. Fluckiger, Av. Vinet 7, Lausanne
S. Chilardi, Longeraie 1, Lausanne

Prov. Sonnenfleckenzahlen für Januar-Juni 1952

(Mitgeteilt von der Eidg. Sternwarte, Zürich)

	Monatsmittel	Kleinste Relativzahl	Grösste Relativzahl
Januar	40.2	12 am 22. Januar	72 am 15. Januar
Februar	21.6	0 am 3., 11., 25.-29. Feb.	54 am 19. Februar
März	21.2	0 vom 1.-4. März und vom 20.-24. März	75 am 30. März
April	28.8	7 am 15. u. 17. April	62 am 21. April
Mai	22.9	0 am 10. Mai	57 am 28. Mai
Juni	36.2	6 am 6. Juni	76 am 30. Juni

Von Februar — Mai war die Sonne an 15 Tagen fleckenlos.