

**СРАВНЕНИЕ МЕЖДУ НАБЛЮДЕНИЯТА НА ЗЕЛЕНАТА  
КОРОНАЛНА ЛИНИЯ  $\lambda$  5303 Å**

I. PIC DU MIDI, AROSA, KANZELHÖNE

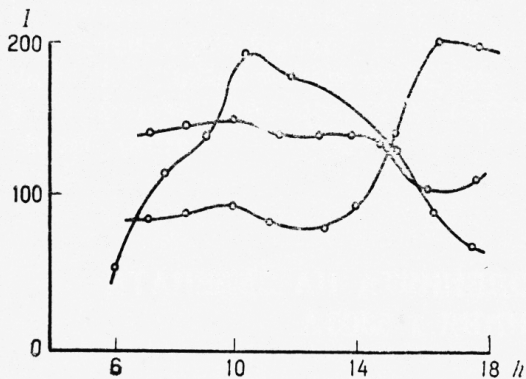
*Донка Райкова и Марин Калинков*

Излъчването на монохроматичната корона е много важен източник на информация, особено що се отнася до връзките с другите прояви на слънчевата активност. Така при зелената монохроматична корона се наблюдават бързи кратковременни вариации. Има основания да се счита [1], че зелената корона проявява твърде загадъчна източно-западна асиметрия, а в течение на 11-годишния цикъл и интересни северо-южни особености [2]. Перспективно е изследването и на зелените коронални лъчи [3—5].

Данните от наблюденията на монохроматичната корона са разхвърляни по различни източници. Някои коронални станции ги публикуват в своите издания, а други — в обединени циркуляри (например [6—10]). Най-представителният източник за данните на монохроматичната корона е *Quarterly Bulletin on Solar Activity* [11], в който всяко тримесечие се публикуват наблюденията на почти всички коронални станции. Наблюденията са представяни еднотипно — през  $5^\circ$  хелиографска широчина, от  $0$  до  $355^\circ$  (или 72 точки). Известно е, че грешките при фотометричните наблюдения на монохроматичната корона са твърде големи. Ако приемем, че едно наблюдение (една точка) има грешка  $50\%$  (стойност безсъмнено силно завишена), грешката в интегралното представяне на цялата корона трябва да е  $50\%/\sqrt{72} \approx 6\%$ . А това е точност, недостижима при волфовите числа.

В [11] са публикувани повече от  $10^6$  независими оценки на интензитета на зелената коронална линия. Ето защо учудващо е обстоятелството, че тези наблюдения още не са обработени. Наистина правени са изследвания, но те далеч не обхващат целия материал. Причината за непълната обработка на короналните наблюдения е невъзможността за непосредствено сравнение на данните от различни коронални станции. А несравнимостта е предизвикана от няколко фактора, които са източници на систематически и случайни грешки:

1. Неточно спазване на разстоянието  $40''$  от лимба на Слънцето, което се изисква от международната програма. При дадено отклонение грешката е различна, тъй като gradientът на интензитета на монохроматичната корона се изменя при зараждането на коронален лъч.



Фиг. 1. Вариации на зелената коронална линия, наблюдавани в Pic du Midi, по [14]

ни единици  $10^{-6}$  части от енергията в  $1 \text{ \AA}$  от непрекъснатия спектър на фотосферата в центъра на слънчевия диск. Тук калибровката внася грешка. Станциите Arosa, Kanzelhöhe и Wendwstein работят със скали от 0 до 50 бала. Waldmeier [12] е определил експериментално връзката между неговата 51-бална скала с абсолютната. Зависимостта не е линейна, като дисперсията е значителна.

Могат да се посочат и други източници на грешки, например инструменталната разсеяна светлина в хронографа. Има указания, че това разсейване се стреми да направи нелинейна всяка линейна скала.

Ние ще обърнем особено внимание на бързите вариации в монохроматичната корона. Както показаха Gentili и Trellis [13], монохроматичната корона се повлиява от бързи вариации. Само за едно денонощие измерванията на интензитета в даден позиционен ъгъл показват промени от 100 до 400%. Понякога се наблюдава промяна на интензитета от 100% за 2–3 h (фиг. 1).

Ако се възприеме мнението, че монохроматичната корона варира бързо, всякакви сравнения между наблюденията на короналните станции за интервал време, по-голям от 30 min, губят смисъл. Реалните промени биха надхвърлили многократно наблюдателните грешки.

От друга страна, въпросът за сравнение между наблюденията на различни коронални станции е много важен. С този въпрос — хомогенизирането на наблюденията и привеждането им в абсолютна скала — се занимава през 1961 г. и Международният астрономически съюз [15, 16]. В Pic du Midi беше организирана група за хомогенизиране на наблюденията (Groupe de travail pour la normalisation des mesures d'intensité de la couronne).

Сравнения между короналните наблюдения са правени нееднократно. Behr и Siedentopf [17] сравняват наблюденията от различни коронални

2. Неточно установяване на позиционния ъгъл. Грешка само от  $1^\circ$  в област с мощни коронални лъчи предизвиква грешка в интензитета около 10% (до 1. I. 1948 г., а за Arosa до 1. IV. 1948 г., наблюденията изобщо са несравними, понеже позиционният ъгъл е отчитан от северната точка на слънчевия диск).

3. Неточно ориентиране на пропеца на спектрографа.

4. Различие във фотометричните системи. Някои станции (Pic du Midi, Climax, Norikura, Sacramento Peak, Кисловодск) работят в абсолютна система — с абсолют-

станции, но само за един ден (6. VI. 1948 г.) — крайно малък брой наблюдения.

Шаховской [18] е извършвал сравнения при нехомогенен статистически материал. Впрочем [18] може да се критикува и по други пунктове — усредняване по време, преместване по позиционни ъгли и др. Освен това не е ясно каква е корелацията между наблюденията в различните станции — линейна или нелинейна.

Аналогична критика може да бъде отправена и към работата на Гневъшев, Гневъшева и Шпитальная [19], където са определяни коефициенти на корелация между различни станции.

За решаването на някои въпроси относно развитието на монохроматичната корона Vauquois [20] е пресмятал емпирически коефициенти (за Pic du Midi, Wendelstein и Kanzelhöhe), едногодишни.

Nagasawa [21, 22] в своите важни работи също прави сравнение между наблюденията на различни станции. Неговата скала е твърде груба, само 10 степени, но интересните му изследвания за лишен път показват какви неподозирани закономерности ни очакват при пълната обработка на наблюденията на монохроматичната корона.

Нека споменем, че през 1961 г. Международният астрономически съюз публикува сравнения между станциите. Някои от графиките (абсциса — скала на станция I, ордината — скала на станция II) бяха твърде обезкуражаващи — на малки интервали по скалите на едната станция отговаря голямо разсейване по скалата на другата станция. Впрочем по-голямата част от различията могат да бъдат обяснени с реални промени в короната.

Една от последните работи, в която има и сравнения, принадлежи на Гневъшев [23]. Заедно с интересни резултати по промяна на короната в 11-годишния цикъл той излага и графически сравнения между отделните станции. Оказва се, че скалите на Pic du Midi и Кисловодск са почти идентични, а скалата на Arosa е нелинейна.

В настоящата работа ние ще направим подробно сравнение на наблюденията в короналните станции Pic du Midi, Arosa и Kanzelhöhe. Първите резултати от нашата работа са публикувани в [24].

### Цели. Метод на обработка

Най-важната цел на настоящата работа е получаването на метод за трансформиране на оценките на интензитета на зелената коронална линия  $\lambda 5302, 82 \text{ \AA}$ , получени от короналните станции, в определена система. Методът трябва да бъде бърз, удобен и прост, макар и за сметка на точността. Най-удобно е той да е графически. Трябва да се трансформират оценки, чийто брой е от порядъка на  $10^6$ . Естествено в никакъв случай не трябва да се търси ефект от някаква промяна в наблюдателните скали, ако той не надхвърля няколко пъти грешката в едно наблюдение.

За основна система, в която ще приведем оценките на интензитетите от короналните станции, избрахме абсолютната система на Pic du Midi. Причините за това са няколко: 1) употребяването на абсолютна система; 2) спазването на единна методика; 3) по всяка вероятност скалата на Pic du Midi е линейна, както показва Гневъшев, а и нашето специално статистическо разглеждане подкрепя това мнение; 4) количеството на

разсеяната инструментална светлина е малко; 5) в Pic du Midi се извършват редовни наблюдения.

В настоящата работа е извършено привеждане само на наблюденията от станциите Arosa и Kanzelhöhe в системата на Pic du Midi. За останалите станции съвпаденията са по-малобройни. Тяхната обработка ще бъде обект на друга работа.

Данните за трите станции са дадени в табл. 1.

Таблица 1

Станция	Надморска височина, m	Начало на редовни наблюдения	Начало на публ. кациите [11]	Скала
Pic du Midi (PM)	2700	1943 г.	1. I. 1947	Абсолютна
Arosa (A)	2200	1939 г.	1. I. 1947	50-бална
Kanzelhöhe (K)	1900	1948 г.	1. I. 1948	50-бална

Нека изберем равни интервали по интензитет  $I$  и в трите станции (PM, A и K), като използваме ограничеността на скалите A и K до  $I=50$ .

Да означим абсолютните оценки с  $I^*$ , а относителните (в A и K) с  $I$ . Горна граница за  $I^*$  в PM няма. Но и  $I^*=250$  е много рядко срещаща се оценка. Нека разделим абсолютните оценки на PM от  $I_{PM}^*=0$  до  $I_{PM}^*=254$  на 51 равни интервала в съответствие със скалите A и K от  $I=0$  до  $I=50$ . Тогава на интервали в PM 0—4, 5—9, 10—14, 15—19 и т. н. (означени с  $I_{PM}^{*50}$ ) ще отговарят съответни оценки в A и K 0, 1, 2, 3 и т. н. Тогава за средата на интервалите имаме

$$(1) \quad I_{PM}^* = 5I_{PM}^{*50} + 2.$$

От всичките наблюдения в короналните станции ние извадихме само тези, за които двойките наблюдения от станциите A—PM и K—PM се различават по време с не повече от 10 min. Така за K—PM имаме 56 дни, които са разпределени почти равномерно от октомври 1948 г. до декември 1962 г. (табл. 2). За A—PM имаме съответно 28 дни, от юли 1949 г. до март 1961 г. (табл. 3). За A—PM ние изследваме почти съвпаденията от 1. IV. 1948 до 31. XII. 1962 г. (но от III. 1961 до XII. 1962 г. липсват съвпадения), а за K—PM — от 1. I. 1948 също до 31. XII. 1962 г.

С ограничаването на времената между наблюденията се елиминира ефектът от всякакви краткотрайни вариации в интензитета на зелената монохроматична корона.

Същността на прилагания метод е съставянето и обработването на две корелационни таблици — за K—PM и A—PM (табл. 4 и 5). По колонките на табл. 4 са означени оценките в системата на K. В отделните квадратчета са сумирани случаите, когато на еднаква хелиографска ширина има наблюдения и от двете станции. Стълбовете дават разликите

$$(2) \quad \Delta I_K = I_{PM}^{*50} - I_K.$$

Аналогично за табл. 5 разликите са

$$(3) \quad \Delta I_A = I_{PM}^{*50} - I_A.$$



Таблица 2

Година	Дата	$\Delta t$	Година	Дата	$\Delta t$	Година	Дата	$\Delta t$
1948	9.X	5 <sup>m</sup>	1956	5.III	0 <sup>m</sup>	1959	10.II	5 <sup>m</sup>
1949	28.I	10		5.VI	10		20.II	10
	26.IX	10		6.VI	5		2.IV	10
	24.XII	5		6.VII	0		14.X	5
1950	9.VII	0		2.IX	10	1960	31.V	3
	9.VIII	0		14.IX	10		11.VI	5
	25.VIII	0		28.IX	5		26.XI	5
1951	14.VI	10		10.X	5	1961	18.I	5
	3.VIII	5		22.X	5		19.II	8
1952	28.I	10		18.XII	10		11.IX	5
1953	27.I	10	1957	30.I	0		20.XII	5
1954	13.X	0		28.XI	10		21.XII	3
	29.X	0		29.XII	0	1962	19.II	10
1955	13.V	5	1958	3.I	10		3.IV	7
	12.VIII	0		12.VII	10		7.IV	10
	6.XI	5		10.X	5		22.VII	5
	23.XI	10		23.X	5		2.X	8
	29.XII	0		24.X	0		4.XII	5
1956	26.I	10	1959	9.II	5			

Таблица 3

Година	Дата	$\Delta t$	Година	Дата	$\Delta t$	Година	Дата	$\Delta t$
1949	29.VII	10 <sup>m</sup>	1954	2.I	10 <sup>m</sup>	1956	24.VII	0 <sup>m</sup>
	30.VII	10		16.IX	10		26.VII	5
1950	22.VI	0		30.IX	10		7.IX	0
	23.VII	10	1955	15.III	10	1957	30.VI	10
	24.VII	5		17.III	5		6.X	5
1951	21.VII	0		24.VII	5	1959	28.II	0
	27.VII	0	1956	6.III	10		27.VIII	8
1952	11.VIII	0		9.III	5		15.X	8
1953	21.II	10		20.VII	0	1961	16.III	8
	8.X	10						

Корелационните таблици дават разпределението на поправките  $\Delta I_K$  и  $\Delta I_A$  (в 51-балната абсолютна скала на РМ), които трябва да се прибавят към относителните интензитети, определени в А и К, за всичките 51 стойности (от  $I_A = I_K = 0$  до  $I_A = I_K = 50$  относителни единици).

От корелационните таблици по метода на най-малките квадрати не е трудно да се намерят тези параболични зависимости, които най-добре представят поправките  $\Delta I_A$  и  $\Delta I_K$  (или  $y$ ) като функция съответно на  $I_A$  и  $I_K$  (в относителни единици) или  $x$ . Следователно търсим аналитично представяне от параболичен тип

$$(4) \quad y = a + bx + cx^2.$$

За неизвестните  $a$ ,  $b$  и  $c$  имаме системата

$$(5) \quad \begin{aligned} \sum ly &= Na + \sum hx b + \sum hx^2 c, \\ \sum (x \sum my) &= \sum hx a + \sum hx^2 b + \sum hx^3 c, \\ \sum (x^2 \sum my) &= \sum hx^2 a + \sum hx^3 b + \sum hx^4 c. \end{aligned}$$

	Kanzelhöhe																								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22		
+15																1									
14	1				1						1														
13										1															
12		1			1			1																	
11	1			1				1	1			1	2												
10	2												1			1						1			
9	1					1		1	1		1	1					1	1	1			1			
8	4		2		2	1		1	2	2													1		
7	3	1	2			1		1			1	1				2			1				2		
6	24	6		3		1	1	1	2				1	1								1			
5	38	10	9	3	1	4	5	4		1	5		1	1		1		3	1		1	2			
4	53	9	8	4	5	2	2		4		2		1				2		2						
3	75	22	15	21	6	8	4	1	4	2	2		1	2	2				1						
2	215	29	26	17	10	11	7	1	4	2		1		1	1	1	1	1					1		
+1	180	37	49	24	9	18	10	10	7	1	2	1	1			3			1	1	1				
0	38	16	40	38	17	27	10	5	6	3	3	2	5	1	3	2		1	3		1		1		
-1		2	20	36	22	33	20	15	16	11	8	2	8	3	4	3	2	1	3	1	1	1	2		
2			3	15	16	34	16	14	20	7	6	3	8	3	3	4	3	1		1	2				
3				1	6	25	13	14	14	10	16	5	4	3	4	7	1	3	1	3	3		1		
4					1	11	8	21	22	11	16	9	12	2	3	2	2	3	3	3	3		3		
5						4		25	27	9	13	4	12	10	7	10	3	6	3		3	2	2		
6								5	15	12	18	6	17	4	8	6	8	6	8	1	5	1			
7									6	12	17	5	19	3	13	9	2	2	6		4	2	3		
8									1	3	15	1	21	3	13	10	11	4	12	5	6	1	1		
9										2	1	13	3	7	15	4	4	9	4	3	1	2			
10											1		9	3	10	5	4	2	5	3	9	1	5		
11														1	2	2	7	4	5	4	4	8	3	5	
12																2	4	4	2	2	1	4	4	3	
13																	1	5	5	6	6	3	2	1	4
14																				2	7	2	4		8
15																					3	1	4	1	4
16																					1	1	1	1	2
17																					1		1		
18																									5
19																									1
20																									1
21																									
22																									
23																									



	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
24																							
25																							
26																							
27																							
28																							
29																							
30																							
31																							
32																							
33																							
34																							
-35																							

В (5) сумирането навсякъде е от 0 до 50,  $N$  е общият брой на наблюденията,  $h$  е сумирано по колонки,  $l$  — по редове, а  $m$  е броят във всяко квадратче.

За К—РМ (табл. 4)  $N=3405$  случая и системата (5) приема числения вид

$$(6) \quad \begin{aligned} -14356 &= 3405 a + 40142 b + 935166 c, \\ -422819 &= 40142 a + 935166 b + 27143810 c, \\ -12767399 &= 935166 a + 27143810 b + 885441918 c, \end{aligned}$$

откъдето

$$(7) \quad a = +2,30495, \quad b = -0,56157, \quad c = +0,0003618.$$

Тогава параболичната регресия е

$$(8) \quad \Delta I_K = +2,30 - 0,56 I_K + 0,00036 I_K^2.$$

Интересно е да се отбележи, че за К—РМ параболичната регресия не дава много по-добро приближение, отколкото линейната. Линейната регресия, изчислена по първите две уравнения от (6) при  $c=0$ , е

$$(9) \quad \Delta I_K = +2,26 - 0,55 I_K.$$

За А—РМ  $N=1807$  и системата (5) има вида

$$(10) \quad \begin{aligned} -892,1 &= 1807 a + 2019,5 b + 4558,25 c, \\ -2234,37 &= 2019,5 a + 4558,25 b + 13011,635 c, \\ -6418,933 &= 4558,25 a + 73011,635 b + 42640,2771 c, \end{aligned}$$

като сме положили  $y' = y/10$  и  $x' = x/10$ . Решението на (10) е

$$(11) \quad a = +0,137217, \quad b = -0,608924, \quad c = +0,0226764.$$

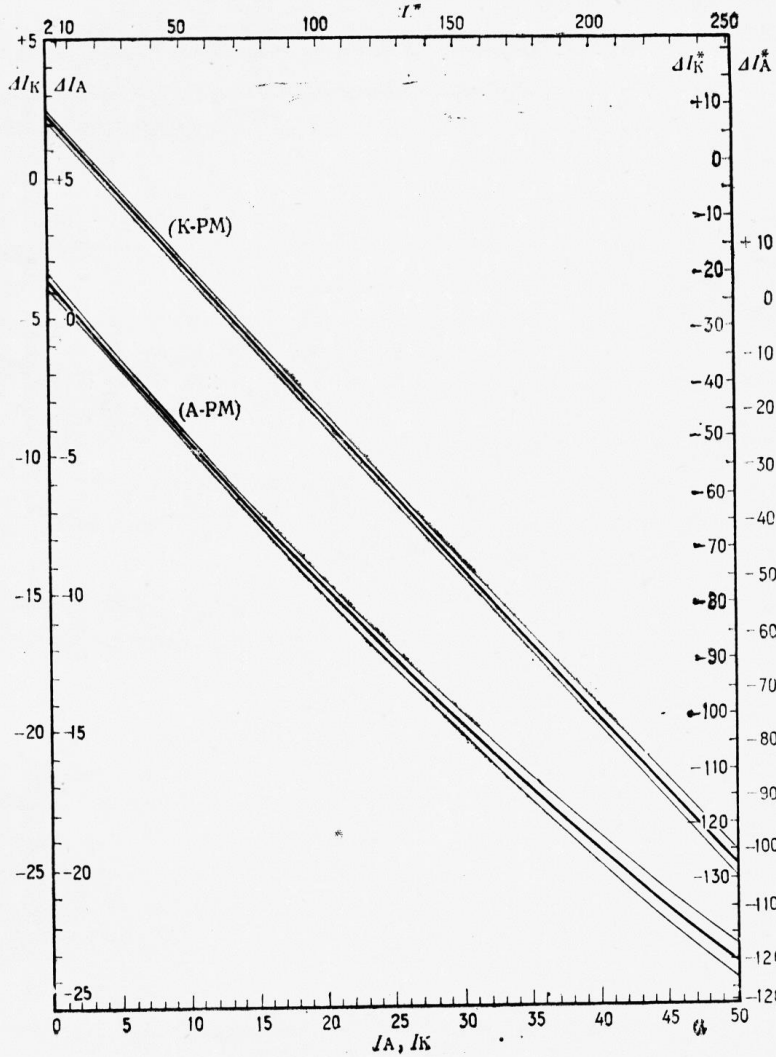
Параболичната регресия за А—РМ е

$$(12) \quad \Delta I_A = +1,37 - 0,61 I_A + 0,00227 I_A^2,$$



Продължение на табл. 4

23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
				1		2			1			3	1		1		2							1			
													2		2	2						1	1				
						1		2					2		3		3		2	2	1						
												4	1	1	1												
												2	2		1	1			1	1							
													1		3		2						3				1
													1						1	1							
																1								2	1		
																					1	1				1	1
																						1	1				
																							1				



Фиг. 2

Arosa

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
+14																								
13																								
12																								
11																								
10																	1							
9																2								
8				1													1							
7	2							1															1	
6	2	2							1								1							
5	2	2	1						1	1						1		1	1			1		
4	15	1	1	1	1		3							1				1						
3	56	4	2	5	1	2	2		3	1		1										1		
2	94	14	4	2	2	6	1				2				1	1		1	1		1			
+1	138	9	10	8	2	3	5	1	2	1	1			1			1		1	1	1	1		1
0	107	20	26	14	7	6	5	1	3	3		2		3		1	1	1					1	
-1		4	19	20	13	8	6	5	5	3	3	3	2	3	1	1		2						
2			6	22	19	11	14	1	11	4	1	2	5		2	4	1	1	4	1		2	1	
3			7	9	8	13	11	5		4	1	4	2	2	1	1		2		1				
4			7	11	11	9	13	3	6	7	7	2	3	1	4	2	4		2	4		1		1
5				4	6	9	11	6	12	2	9	4	3	6	2	2	2	2		2				
6					3	1	7	8	9	4	8	5	5	2	7	2	2		6	1				
7						2	4	6	13	8	9	3	6	5	5		1		1	1	1			
8							2	1	6	6	12	6	6	2	4	4	3	1	2	1	2			
9									4	4	11	6	4	3	8	4	2	2	3	2	2			
10										2	6	1	8	5	10	3	5	5	2	2	3			
11													4	4	6	10	8	1						1
12													1	2	3	4	1	6	2	3	2	4		
13														2			6	6	3	4	1	2		
14															1	2	2	2	3	6	1	4		
15																		2	2	2	1			
16																		1		4	1			
17																			1	1	2			
18																				2	1	1	3	
19																								2
20																								
21																								1
22																								
23																								
24																								



0 1 2 3 4 4 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22

25

26

27

28

29

30

31

32

33

34

35

36

—37

като приближението е по-добро, отколкото при линейната зависимост

$$(13) \quad \Delta I_A = +1,07 - 0,54 I_A.$$

На фиг. 2 са дадени параболичните регресии (8) и (12), като ординатите за  $\Delta I_K$  са отместени спрямо ординатите за  $\Delta I_A$  с 5 единици. Графиката е еднакво удобна за привеждане на наблюденията в 3 системи. За привеждане на наблюденията от система А и К в системата на РМ (абсолютна) трябва да се работи по следния начин. В графиката се влиза с  $I_A$  (съответно  $I_K$ ) откъм абсцисата.  $I^*$  определя съответната стойност на абсолютната скала без поправката. По параболичните регресии се определя поправката за абсолютната система в единици от системите А или К. С помощта на скалите отдясно се намира поправката  $\Delta I_A^*$  или  $\Delta I_K^*$  в система РМ. Абсолютният интензитет по наблюдения от К или А в абсолютната система РМ ще бъде

$$(14) \quad I_K^* = I^* + \Delta I_K^*$$

и

$$(15) \quad I_A^* = I^* + \Delta I_A^*.$$

По-горе получихме бърз и удобен начин за привеждане на наблюденията в абсолютната система на РМ. Сега трябва да дадем някаква оценка на точността. Видът на корелационните таблици показва, че дисперсията в оценките на интензитетите е твърде значителна. Без да разполагаме с изследвания за отделните грешки в наблюденията, ние не сме в състояние да преценим и грешката в сравнението, още повече че няма и никакви насочващи съображения за теглата на наблюденията.

Точността на нашия метод за сравнение може да се оцени с помощта на доверителни граници на параболичната регресия. Става дума за доверителни граници на теоретичната крива, които при зададено ниво на значимост  $q$  ни гарантират  $q\%$  попадение между доверителните граници.



23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
								1												1						1	
										1										1		2					
							1			1		1	1						1								1
									1				1														
																1											

Ние избрахме за ниво на значимост 95 %, както обикновено се работи на практика.

Нашите изчисления на теоретичните доверителни граници се базират на метода, прекрасно изложен в [25]. Ние направихме само някои малки технически изменения за облекчаване на изчисленията. Като не считаме за необходимо да излагаме метода дори в общи линии, ще споменем, че неговото приложение е твърде трудоемно.

За нас 95 % доверителни граници са от съществено значение, понеже ни дават указания за точността на нашия метод. Те са дадени на фиг. 2. Въпреки че дисперсията в корелационните таблици е значителна, доверителните граници образуват твърде тесен коридор, по-тесен, отколкото грешките в РМ. Сега вече с 95 % сигурност ние сме гарантирани, че теоретичните криви не могат да излязат вън от доверителния интервал. Нека допълним, че 99 % доверителни граници не са много по-широки от 95 % доверителни граници.

### Изводи и забележки

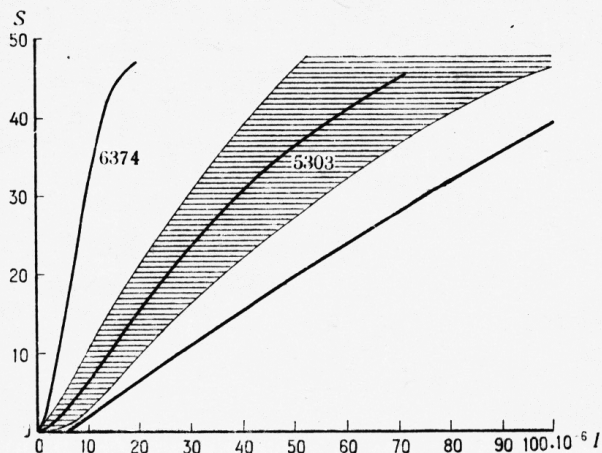
1. Графическият метод за преминаване в системата на РМ е много удобен. Подобна обработка на почти едновременните наблюдения и при другите коронални станции безсъмнено представлява интерес при изучаването на короналната активност и изследване на връзката между монохроматичната корона и другите явления на Слънцето.

2. Параболичните регресии естествено могат да се екстраполират за  $I > 50$ . Но за Агоса това губи смисъл, понеже  $I = 50$  е максимален интензитет, въпреки че понякога реалните оценки далеч надхвърлят 50.

3. Ако се приеме, че скалата на РМ е истинска линейна абсолютна скала, и се построи зависимост между  $I_A^*$  и  $I_A$ , ще се види, че кривата излиза извън грешките, посочени от Waldmeier за зависимостта между неговата визуална скала и абсолютната [12]. На фиг. 3 е нанесено нашето привързване на неговите наблюдения към абсолютната скала. Този факт

може да има следното обяснение: или скалата на РМ не е линейна (което е твърде малко вероятно), или скалата на Waldmeier се е изменила.

4. Важно е следното заключение. В процеса на работа ние установихме, че големи различия във вида на регресията с течение на времето не съществуват. Освен това



Фиг. 3

регресията е приблизително еднаква и за четирите квадранта на слънчевия диск, което не може да се съгласува с изводите от [26].

5. Изложението в настоящата работа метод все пак не е твърде коректен. Но затова пък той е бърз и удобен. Идеалният случай, когато всички наблюдения биха били извършвани едновременно, и то от един наблюдател, за съжаление не може да бъде осъществен. Понякога даже и в течение на няколко слън-

чеви ротации отсъствуват почти едновременни наблюдения от две коронални станции. За периоди само от година Vaquouis се е сблъскал с различие в емпирическите коефициенти [20]. Това показва, че вероятно съществуват промени в скалите на отделните станции, които при нас са изгладени. Но заедно с това получените от нас регресии са валидни за интервал от време, надхвърлящ един 11-годишен цикъл на слънчевата активност.

Накрая използваме случая да изкажем сърдечната си благодарност на Л.-А. Садовски за неговото участие в нашите дискусии.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Trellis M., C. r. Acad. Sci., **250**, 1960, 58.
2. Калинков М., Солнечные данные, **2**, 1962, 48.
3. Waldmeier M., ZfA, **27**, 1950, 237.
4. Waldmeier, M., Die Sonnenkorona, B. II., Basel und Stuttgart, 1957.
5. Trellis M., Suppl. AnA, No. 5, 1957.
6. Daily Maps of the Sun, Tokyo, AO.
7. Preliminary Report, High Altitude Observatory, Colorado.
8. Солнечные данные, Москва — Ленинград.
9. Solar-Geophysical Data, US National Bureau of Standards.
10. Sonnensirkular, Frauenhofer Institut, Germany.
11. Quarterly Bulletin on Solar Activity, IAU, Eidgen. Sternwarte in Zürich.
12. Waldmeier M., Die Sonnenkorona, B. I, Basel, 1951.
13. Gentili G. M. et M. Trellis, C. r. Acad. Sci., **243**, 1956, 1724.
14. Dauvillier A., Physique solaire et géophysique, Paris, 1962, 162.
15. Trans. IAU, XI A, Reports, Commission 12, Acad. Press, London and New York.
16. Rösch J., In "The Solar Corona", ed. by J. Evans, New York and London, 1963, 229.
17. Behr A. und H. Siedentopf, Naturwiss., **39**, 1952, 33.
18. Шаховской Н. М., Бюлл. Ком. по исслед. Солнца, № 10, 1954, 63.
19. Гневывшев М. Н., Р. С. Гневывшева и А. А. Шпитальня, Солнечные данные, № 3, 1956, 90.
20. Vaquouis B., C. r. Acad. Sci., **240**, 1955, 495.

21. Nagasawa S., In "Solar Corona", ed. by J. Evans, Acad. Press, New York and London, 1963, 161.
22. Nagasawa S., Publ. ASJ, **13**, 1961, 384.
23. Гневывшев М. Н., АЖ, **40**, 1963, 401.
24. Kalinkov M. et D. Raikova, C. r. Acad. Sc., **259**, 1964, 2181.
25. Hald A., Statistical Theory with Engineering Applications, New York—London, 1952.
26. Link F. et Z. Linkova, Bull. Astron. Inst. Czechoslovakia, **8**, 1957, 79.

*Поступила на 23. VI. 1965 г.*

## СРАВНЕНИЕ НАБЛЮДЕНИЙ ЗЕЛеноЙ КОРОНАЛЬНОЙ ЛИНИИ $\lambda$ 5303 Å

*Д. Райкова и М. Калинин*

(Резюме)

Произведено сравнение наблюдений вне затемнений короны на обсерваториях Arosa, Kanzelhöhe и Pic du Midi. Данные взяты из публикаций в Quarterly Bulletin on Solar Activity. Используются лишь почти одновременные наблюдения, проведенные на интервалах времени, не превышающих 10 min. Таким образом элиминированы вариации в монохроматической зеленой короне.

Изложен метод приведения наблюдений на обсерваториях Arosa и Kanzelhöhe к абсолютной шкале обсерватории Pic du Midi, в отношении которой предполагается, что она является линейной и не изменяющейся с временем. Метод графический, что делает его быстрым и простым. Результаты получены из обработки корреляционных таблиц. Выведены также доверительные интервалы 95%, относящиеся к теоретической кривой. Регрессии параболичны — параболы второго порядка.

## COMPARAISON ENTRE LES OBSERVATIONS DE LA LIGNE CORONALE VERTE $\lambda$ 5303 Å

I. PIC DU MIDI, AROSA, KANZELHÖHE

*D. Raikova et M. Kalinkov*

(Résumé)

On a comparé les observations faites en dehors d'une éclipse totale des stations Arosa, Kanzelhöhe et Pic du Midi. Les matériaux ont été empruntés aux revues Quarterly Bulletin on Solar Activity. On n'a pris en considération que des observations presque simultanées, faites dans

un intervalle ne dépassant pas dix minutes. De cette manière les variations dans la couronne monochromatique verte se trouveront éliminées.

On montre une méthode permettant de ramener les observations des stations Arosa et Kanzelhöhe à l'échelle absolue de la station du Pic du Midi, présumée être linéaire et non assujettie aux variations avec le temps. La méthode est graphique, ce qui la rend rapide et simple. Les résultats ont été obtenus par traitement de tableaux de corrélations, On a trouvé également des limites faibles dans une mesure de 95 p. cent, qui se rapportent à la courbe théorique. Les régressions sont paraboliques — paraboles de second ordre.