

Велло КАСК

ВЛИЯНИЕ СОЛНЕЧНОЙ АКТИВНОСТИ НА БИОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОЦЕССЫ. НЕКОТОРЫЕ АСПЕКТЫ КОРРЕЛЯЦИОННОГО АНАЛИЗА

Работы основателя гелиобиологии А. Чижевского, а также более поздние труды других авторов доказали, что существует связь между солнечной активностью (СА) и биологическими явлениями. Гелиобиология предполагает совместные исследования астрономов и астрофизиков при разработке данных о цикличности, природе и прогнозировании СА, а биологов и медиков при изучении влияния СА на биологические объекты (Дружинин, Хамьянова, 1969; Перлатов, 1972). В качестве основного показателя СА чаще всего используется число Вольфа.

Из литературы известны многочисленные данные о влиянии СА на различные заболевания сердечно-сосудистой системы (Серов, Королева; 1966; Рывкин, 1967), а также на заболевания растений (Минкевич и др., 1969). Имеются сведения о связи между СА и урожайностью сельскохозяйственных растений (Долотов, 1967; Шмидт, 1968), а также СА и темпами размножения некоторых насекомых и животных (Щербиновский, 1964; Пантелеев, 1967). Кроме того, сообщается о влиянии СА на развитие водорослей (Щербиновский, 1964; Рийс, Рахно, 1975) и почвенные микроорганизмы (Рахно и др., 1971; Аксель, 1972). Во многих работах доказательством связи между СА и разными явлениями природы служат выводы, сделанные на основе корреляционного анализа.

Исходя из сказанного, в настоящей работе сделана попытка обнаружить корреляционную связь между СА и молочной продуктивностью крупного рогатого скота.

Все расчеты проводились с помощью ЭВМ «МИР-1» Института экспериментальной биологии АН ЭССР. Анализировались продуктивные данные 25 000 коров Харьюского района ЭССР, находящихся в более или менее одинаковых условиях кормления. Для корреляционного анализа брали средние числа Вольфа и отклонения от среднего удоя по декадам. Так как в году 36 декад, то для определения коэффициента корреляции (r) использовались 36 пар данных одного года.

Если определение среднего числа Вольфа для декады просто, то это нельзя сказать о вычислении отклонения от среднего удоя, так как в настоящее время не достигнут постоянный средний годовой удой. Обычно продуктивность коров наивысшая в летнее время, а весной и осенью снижается. Такая ситуация характеризуется параболой второго порядка.

Для вычисления ожидаемого среднего годового удоя (нахождения теоретической кривой распределения) с использованием декадных данных по удою за 1970—1975 гг. и метода наименьших квадратов было решено уравнение

$$y = a + bx + cx^2.$$

Таблица 1

Коэффициенты корреляции между солнечной активностью и уродем по годам

Сдвиг	1970			1971			1972			1973		
	r	s _r	t	r	s _r	t	r	s _r	t	r	s _r	t
0	-0,43	0,16	-2,70	-0,42	0,16	-2,69	0,43	0,16	2,75	-0,45	0,15	-2,94
1	-0,43	0,16	-2,65	-0,43	0,16	-2,75	0,41	0,16	2,58	-0,47	0,15	-3,11
2	-0,32	0,17	-1,91	-0,48	0,15	-3,19	0,44	0,15	2,85	-0,48	0,15	-3,26
3	—	—	—	-0,49	0,15	-3,28	0,43	0,15	2,78	-0,36	0,16	-2,25
4	—	—	—	-0,42	0,16	-2,72	0,34	0,16	2,12	-0,28	0,16	-1,69
5	—	—	—	-0,45	0,15	-2,97	0,14	0,17	0,85	-0,16	0,17	-0,95
6	—	—	—	-0,47	0,15	-3,07	0,05	0,17	0,34	—	—	—
7	—	—	—	-0,34	0,16	-2,11	0,01	0,17	0,07	—	—	—
8	—	—	—	-0,25	0,17	-1,52	-0,2	0,17	-1,17	—	—	—
9	—	—	—	-0,18	0,17	-1,09	-0,22	0,17	-1,33	—	—	—

Примечание. При $n=36$ значимый $r_{0,05}=0,32$ и $r_{0,01}=0,41$. Коэффициенты частной корреляции (элиминировано время) в любых случаях значимыми не оказались ($-0,30 \leq r_{x,y,z} \leq 0,30$).

Затем найдено отклонение фактических данных исследуемого года от теоретически ожидаемых, а на основе этих разностей и средних чисел Вольфа по декадам был проведен корреляционный анализ.

Более упрощенным методом на основе данных за 1970—1975 гг. найдены арифметические средние удои по декадам, и для корреляционного анализа использованы разности этих арифметических средних и средних декадных удои исследуемого года.

Результаты корреляционного анализа приведены в табл. 1, где сдвиги 0, 1, 2 и т. д. означают, что, например, при сдвиге 0 для расчета коэффициентов корреляции использовались парные данные — среднее число Вольфа декады и средний удой за ту же декаду. При сдвиге 1 найдена корреляция между средним числом Вольфа первой декады и средней молочной продуктивностью коров за следующую (вторую) декаду, а при сдвиге 2 — между средним числом Вольфа первой декады и средним удои за третью декаду и т. д.

Как видно из табл. 1, при сдвиге 0 коэффициенты корреляции находятся в пределах $-0,45 \div 0,43$. Такие значения коэффициентов корреляции в аналогичных исследованиях обычно считаются хорошими, и на основе их делается вывод, что СА влияет на ту или иную биологическую систему. Следовательно, и в нашей работе на основе полученных коэффициентов корреляции можно говорить о «влиянии» СА на молочную продуктивность крупного рогатого скота. Однако не является ли этот вывод преждевременным?

Учитывая особенности пищеварения крупного рогатого скота, нами была принята рабочая гипотеза, по которой влияние СА может реализоваться с опозданием, и поэтому была найдена корреляция между СА текущей декады и удои за следующую декаду (сдвиг 1).

Как видно из табл. 1, коэффициенты корреляции при сдвиге 1 остались на том же уровне, на котором они были и при сдвиге 0. Это можно объяснить запозданием на несколько дней реализации влияния СА на изменение продуктивности. Но если это так, то следующий сдвиг (2) должен дать резкое уменьшение коэффициентов корреляции. Однако на самом деле ничего подобного не наблюдалось, и коэффициенты корреляции оставались на высоком уровне даже при сдвиге 3. Таким образом, судя по этим коэффициентам корреляции, можно говорить, что существует связь между СА первой декады и удои коров четвертой декады ($r=0,49$; 1971 г., сдвиг 3).

Сделать же по этим данным вывод, что СА влияет на молочную продуктивность крупного рогатого скота, на наш взгляд, будет слишком смелым шагом, так как вряд ли СА тридцатидневной давности может как-либо сказываться на лактации, тем более, что СА изменяется каждый день.

На первый взгляд может показаться, что величина r , близкая к 0,5, является достаточно высоким коэффициентом корреляции и что при этом совпадение вариации двух признаков должно быть в 50% случаев. На самом деле это не так, а степень «связанности» в вариации двух величин более точно измеряется квадратом коэффициента корреляции, т. е. r^2 . Это значит, что при $r=0,5$ 25% вариации одного признака объясняется вариацией другого признака, по остальной же части вариации соотношение между признаками случайное. При $r=0,3$ менее 10% изменчивости объясняется таким же образом, а при $r=0,1$ только 1% вариации одного признака объясняется вариацией другого признака (Рокницкий, 1967).

Из сказанного выясняется, что коэффициенты корреляции ниже 0,5 указывают на слабую связь, а в случае, когда коэффициенты корреля-

ции ниже 0,2, говорить о связях биологического характера уже сомнительно, хотя с математической точки зрения все корректно.

Если влияние СА на удои коров маловероятно, то откуда появились коэффициенты корреляции порядка 0,4—0,5?

Для объяснения этого мы должны проследить за причинами возникновения корреляции.

Корреляция между двумя переменными может полностью или частично возникнуть из их общей связи с одним или несколькими другими факторами. В качестве примера можно рассмотреть корреляцию между признаками одного и того же организма. Крупное животное или растение является крупным во всех своих частях, и поэтому любые две части тела, вероятно, находятся в корреляции в связи с тем, что они входят в общий организм данного размера (Снедекор, 1961).

Точно так же две величины, изменяющиеся во времени, могут дать высокую корреляцию между собой. Например, доказана высокая корреляция ($r = -0,98$) между коэффициентом рождаемости в Великобритании в период с 1875 по 1920 г. и производством чугуна в Соединенных Штатах Америки (Yule, 1926). Дело в том, что парные наблюдения, взятые во времени, не являются случайно отобранными в обычном смысле и могут не относиться к какой-либо нормальной совокупности двух переменных.

В настоящем исследовании мы явно имеем дело с парными данными, взятыми во времени, и поэтому на основе полученных коэффициентов корреляции ни в коем случае нельзя делать вывода о том, что СА влияет на молочную продуктивность крупного рогатого скота, если даже между указанными факторами и имеется какая-либо связь. Об этом свидетельствуют данные 1971 года в табл. 1, показывающие, что даже при сдвиге 7 коэффициент корреляции превышает значимость $P = 0,05$.

Мало того, нами были найдены коэффициенты корреляции и в том случае, когда для расчетов использовались средние декадные данные по удоям и средние значения числа Вольфа последующей декады. Результаты этих расчетов приведены в табл. 2. Сдвиг в данном случае

Таблица 2

Коэффициенты корреляции между удоем и числом Вольфа по годам

Сдвиг	1971			1972		
	r	s_r	t	r	s_r	t
0	-0,42	0,16	-2,69	0,43	0,16	2,74
1	-0,55	0,14	-3,79	0,50	0,15	3,36
2	-0,52	0,15	-3,50	0,53	0,14	3,68
3	-0,37	0,16	-2,29	0,52	0,15	3,55
4	-0,33	0,16	-2,02	0,63	0,13	4,69
5	-0,21	0,17	-1,26	0,63	0,13	4,70

сделан в противоположную сторону по сравнению со сдвигом, приведенным в табл. 1. Так, например, сдвиг 2 означает, что для расчетов взяты парные данные по принципу: средний удои за первую декаду и среднее число Вольфа третьей декады и т. д.

Так как в данном случае первичным является средний удои по декадам, а он вряд ли влияет на СА последующих декад, то о какой-либо логической связи здесь не может быть и речи. Но, используя такие парные данные при расчете, получаем значимые коэффициенты корреляции (табл. 2, в 1972 г. при сдвиге 5 $r = 0,63$).

Причины появления таких значимых коэффициентов корреляции легко объяснимы экспериментальными данными, приведенными в монографии Х. Рийс, П. Рахно (1975), где установлена положительная корреляция между численностью водорослей в почве и числом Вольфа, особенно в незамерзших почвах (см. табл. 11 в монографии; $r=0,67$). Если взять парные данные — средние числа Вольфа по кварталам с 1965 по 1968 гг. и среднюю численность водорослей в почве за этот же период (табл. 3), то получим следующий ряд:

Числа Вольфа

25	37	14	20	27	44	76	73	141	134	97	109	151	135	136	147	135
24	24	18	37	92	172	235	228	268	409	463	364	445	999	—	—	—

Численность водорослей, тыс. на 1 г абс. сухой почвы

Три последних значения числа Вольфа взяты из табл. 5 (Рийс, Рахно, 1975) для вычисления r при сдвиге 3.

Без сомнения, данные эти увеличиваются во времени, т. е. имеет место явная регрессия. Нами определялись коэффициенты регрессии (b) между средним числом Вольфа и временем ($b=9,19$), а также между численностью водорослей в почве и временем ($b=55,5$). В данном случае $b=9,19$ означает, что число Вольфа увеличивается в течение одного отрезка времени (одного квартала) на 9,19 ед., а $b=55,5$ показывает, что количество почвенных водорослей возрастает за это время в среднем на 55,5 тыс. на 1 г абс. сухой почвы.

Так как коэффициент регрессии прямо пропорционален коэффициенту корреляции, то приведенные выше два ряда чисел за счет связанности через время дают коррелятивную связь в любых сочетаниях. Например, используя известный нам метод сдвига, на основе этих данных можно получить целый ряд бессмысленных, но значимых коэффициентов корреляции. В результате вычисления коэффициента корреляции без сдвига и со сдвигом чисел Вольфа (верхняя строка) в отношении численности водорослей в почве влево получим: без сдвига $r=0,78$, при сдвиге 1 $r=0,75$, при сдвиге 2 $r=0,72$, при сдвиге 3 $r=0,67$, а при $df=12$ значимый $r_{0,05}=0,53$.

Отсюда можно сделать вывод, что количество водорослей в почве оказывает влияние на число Вольфа, и это даже полгода спустя, что, конечно, немыслимо. Такие ложные результаты получаются вследствие того, что не элиминировано влияние третьего признака — времени — на исследуемую связь. Если это сделать и вычислить коэффициент частной корреляции, то обнаруживается, что связи между СА (числом Вольфа) и количеством почвенных водорослей не существует ($r_{xy.z}=-0,05$).

В заключение можно сказать, что без сомнения деятельность солнца, в том числе и изменения СА, влияет на все земные процессы. Пути этого влияния на биологические процессы длинные, сложные и иногда нам не понятны, а среди множества взаимодействий непосредственное влияние СА, если оно вообще имеет место, выделить очень трудно.

Если при анализе влияния СА на какие-либо процессы наблюдается корреляция, то это значит, что существует сопряженность в вариации двух признаков. Однако было бы неверно делать из этого вывод о наличии причинной зависимости между изучаемыми признаками. При корреляционном анализе необходимо проводить и соответствующий биологический анализ, чтобы установить причины связей между признаками или явлениями.

Выводы

Влияние СА на молочную продуктивность крупного рогатого скота и на численность почвенных водорослей не доказано, так как обычные коэффициенты корреляции не пригодны для выявления связей между процессами, изменяющимися во времени. Последним и объясняется то, что при исследовании влияния СА в разные отрезки времени на одно и то же явление получаются как отрицательные, так и положительные коэффициенты корреляции. При определении корреляции между СА и каким-нибудь явлением в связи с цикличностью первого знак коэффициента корреляции зависит от того, в какую сторону в исследованный отрезок времени меняется СА.

ЛИТЕРАТУРА

- Аксель М. О., 1972. Влияние солнечной активности на численность почвенных грибов. Изв. АН ЭССР. Биол. 21 (1).
- Долотов В. А., 1967. К вопросу о влиянии 11-летней цикличности солнечной активности на урожайность. Солнечные данные (9).
- Дружинин И. П., Хамьянова Н. В., 1969. Солнечная активность и переломы хода природных процессов на земле. М.
- Минкевич И. И., Захарова Т. И., Шибкова Н. А., 1969. Влияние цикличности солнечной активности на частоту появления массовых болезней сельскохозяйственных культур. Ж. общ. биол. 30 (4).
- Пантелеев Н. А., 1967. О влиянии солнечной активности на массовое размножение вредных видов животных. Ж. общ. биол. 28 (6).
- Перлатов Г. И., 1972. Перспективы исследования солнечно-земных связей. В кн.: Солнце, электричество, жизнь. М.
- Рахно П., Аксель М., Сирп Л., Рийс Х., 1971. Динамика численности почвенных микроорганизмов и соединений азота в почве. Таллин.
- Рийс Х. А., Рахно П. Х., 1975. Количественная динамика почвенных водорослей. Таллин.
- Рокицкий П. Ф., 1967. Биологическая статистика. Минск.
- Рывкин Б. А., 1967. Солнечно-земные связи при сердечно-сосудистых заболеваниях. В кн.: Солнечная активность и жизнь. Рига.
- Серов К. Р., Королева Н. Н., 1966. Солнечная активность и сердечно-сосудистые катастрофы. Солнечные данные (11).
- Снедекор Дж. У., 1961. Статистические методы в применении к исследованиям в сельском хозяйстве и биологии. М.
- Шмидт Г. Н., 1968. Влияние 11-летнего цикла солнечной активности на годовые урожаи ржи и картофеля. Изв. ТСХА, вып. 1.
- Щербиновский Н. С., 1964. Циклическая активность Солнца и обусловленные ею ритмы массовых размножений организмов. В кн.: Земля во Вселенной. М.
- Yule G. U., 1926. Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? A study in sampling and the nature of time-series. J. Roy. Stat. Soc. 89 (1).

Институт экспериментальной биологии
Академии наук Эстонской ССР

Поступила в редакцию
26/I 1976

Vello KASK

**PÄIKESE AKTIIVSUSE MÕJUST BIOLOOGILISTELE PROTSESSIDELE JA
MÕNINGAID KORRELATSIOONANALÜÜSI ASPEKTE**

Resüme

Uuriti Päikese aktiivsuse (Wolfi arvu) ja veiste piimatoodangu ning Päikese aktiivsuse ja mullavetikate arvukuse vahelisi seoseid korrelatsioonanalüüsi alusel. Näidatakse, et uuritud nähtuste vahel puudub reaalne, usaldusväärne seos.

Eesti NSV Teaduste Akadeemia
Eksperimentaalbioloogia Instituut

Toimetusse saabunud
26. I 1976

Vello KASK

ON THE EFFECT OF SOLAR ACTIVITY ON BIOLOGICAL PROCESSES AND SOME ASPECTS OF CORRELATIONAL ANALYSIS

Summary

On the basis of correlational analysis, a study was made of the connexion between solar activity (the Wolf number) and the milk yield of cows, as well between solar activity and the numbers of soil algae.

It is shown that an actual and reliable connexion between those phenomena is lacking.

*Academy of Sciences of the Estonian SSR,
Institute of Experimental Biology*

Received
Jan. 26, 1976