

УДК 550.3:523.31-423.3

ВЫЯВЛЕНИЕ КОСМОГЕОФИЗИЧЕСКИХ ПЕРИОДИЧНОСТЕЙ ПРИ СТАТИСТИЧЕСКОМ АНАЛИЗЕ ИНТЕРВАЛОВ МЕЖДУ ДНЯМИ РОЖДЕНИЙ ГЕНЕТИЧЕСКИХ РОДСТВЕННИКОВ

© 2012 г. Г.В. Погосян

Институт биохимии им. Г. Бунятыана НАН РА, г. Ереван, Республика Армения

На основе 33 генеалогических древ произведен статистический анализ временных интервалов между датами рождений генетических родственников. Методом Монте-Карло обнаруживается значимое расхождение распределения дат рождений со случайным относительно двух солнечных длиннопериодных гармоник, известных из теории земных приливов: солнечной эллиптической волны (S_a) с периодом аномалистического года (365.259640 сут.) и солнечной деклинационной волны (S_{sa}) с периодом половины тропического года (182.621095 сут). Дальнейшее исследование требует увеличения статистической выборки и предполагает внесение определенности относительно влияния лунных длиннопериодных гармоник: лунной эллиптической волны (M_m) с периодом аномалистического месяца (27.554551 сут) и лунной деклинационной волны (M_f) с периодом половины тропического месяца (13.660791 сут), а также влияния важных для лунно-солнечных приливов временных интервалов с периодами половины (14.765294 сут – интервал между сизигийными приливами при новолунии и полнолунии) и целого (29.530588 сут) синодического месяца. Известно, что периодическое сжатие и растяжение слоев земной коры во время приливов и отливов посредством пьезоэлектрического эффекта приводит к генерации длиннопериодных электрических колебаний с периодами, соответствующими гармоникам теории земных приливов. Выявление этих гармоник в связи с биологическими процессами позволит установить воздействие регулярных космогеофизических колебаний (приливных волн) на процессы в биосфере.

Ключевые слова: совпадение дней рождений, метод Монте-Карло, космогеофизические колебания, гармоника теории земных приливов, солнечные излучения, пьезоэлектрический эффект, длиннопериодные электрические колебания.

Введение. Обоснование применения статистического анализа после вычисления вероятностей совпадений дат рождений в двух генеалогических деревьях генетических родственников

При составлении генеалогического древа семьи собранные данные заставили автора задуматься над тем, что у многих представителей и рода со стороны отца, и рода со стороны матери обнаруживается большое число совпадений дней рождения (дня и месяца при разных годах).

Так, среди 17 детей и внуков первой генеалогической линии имеются две пары человек с совпадениями дней рождений и две пары человек с совпадениями дней рождений по смежным дням, а во второй генеалогической линии среди 12 человек имеется одно совпадение дней рождений у трех человек, еще одно совпадение по смежным дням с первыми тремя и одно совпадение дней рождений у двух человек.

При применении формулы Бернулли [Гмурман, 2001. С. 55–56] итоговые формулы расчета вероятности первого сложного события:

$$P1_{n_1}(k_1) = C_{n_1}^{k_1} p_1^{k_1} q_1^{n_1-k_1} = \frac{153!}{1!(153-1)!} \left(\frac{1}{365}\right) \left(\frac{364}{365}\right)^{153-1} = 153 \left(\frac{1}{365}\right) \left(\frac{364}{365}\right)^{152} = 0.276244, \quad (1)$$

$$P2_{n_2}(k_2) = C_{n_2}^{k_2} p_2^{k_2} q_2^{n_2-k_2} = \frac{120!}{1!(120-1)!} \left(\frac{1}{364}\right) \left(\frac{363}{364}\right)^{120-1} = 120 \left(\frac{1}{364}\right) \left(\frac{363}{364}\right)^{119} = 0.237631, \quad (2)$$

$$P3_{n_3}(k_3) = \frac{n_3!}{k_3!(n_3-k_3)!} p_3^{k_3} q_3^{n_3-k_3} = \frac{91!}{1!(91-1)!} \left(\frac{1}{362}\right) \left(\frac{361}{362}\right)^{91-1} = 91 \left(\frac{1}{362}\right) \left(\frac{361}{362}\right)^{90} = 0.195979, \quad (3)$$

$$P4_{n_4}(k_4) = \frac{n_4!}{k_4!(n_4-k_4)!} p_4^{k_4} q_4^{n_4-k_4} = \frac{66!}{1!(66-1)!} \left(\frac{1}{360}\right) \left(\frac{359}{360}\right)^{66-1} = 66 \left(\frac{1}{360}\right) \left(\frac{359}{360}\right)^{65} = 0.153009, \quad (4)$$

$$P = P1_{n_1}(k_1) \cdot P2_{n_2}(k_2) \cdot P3_{n_3}(k_3) \cdot P4_{n_4}(k_4) = 0.00196844 \approx \frac{1}{508.01}. \quad (5)$$

Итоговые формулы расчета вероятности второго сложного события:

$$\begin{aligned} P1_{n_1}(k_1) &= C_{n_1}^{k_1} p_1^{k_1} q_1^{n_1-k_1} = \frac{220!}{1!(220-1)!} \left(\frac{1}{133\,225}\right) \left(\frac{133\,224}{133\,225}\right)^{220-1} = \\ &= 220 \left(\frac{1}{133\,225}\right) \left(\frac{133\,224}{133\,225}\right)^{219} = 0.00164863, \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} P2_{n_2}(k_2) &= \left(C_{n_2}^{k_2} p_2^{k_2} q_2^{n_2-k_2}\right)^3 = \left(\frac{36!}{1!(36-1)!} \left(\frac{1}{365}\right) \left(\frac{364}{365}\right)^{36-1}\right)^3 = \\ &= \left(36 \left(\frac{1}{365}\right) \left(\frac{364}{365}\right)^{35}\right)^3 = 0.00348618, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} P3_{n_3}(k_3) &= \frac{n_3!}{k_3!(n_3-k_3)!} p_3^{k_3} q_3^{n_3-k_3} = \frac{28!}{1!(28-1)!} \left(\frac{1}{363}\right) \left(\frac{362}{363}\right)^{28-1} = \\ &= 28 \left(\frac{1}{363}\right) \left(\frac{362}{363}\right)^{27} = 0.0715985, \end{aligned} \quad (8)$$

$$P = P1_{n_1}(k_1) \cdot P2_{n_2}(k_2) \cdot P3_{n_3}(k_3) = 4.11499 \cdot 10^{-7} \approx \frac{1}{2\,430\,138}. \quad (9)$$

В формулах (1)–(9) P – вероятность сложного события; $P1_{n_1}(k_1)$ – $P4_{n_4}(k_4)$ – вероятности составляющих простых событий; k_1 – k_4 – количество совпадений; n_1 – n_4 – количество испытаний для них.

Вероятности данных сложных событий среди людей, находящихся между собой в генетическом родстве, оказались равны: $1/508$ – в первом генеалогическом древе из 17 человек и $1/2\,430\,138$ – во втором генеалогическом древе из 12 человек.

Вычисление вероятностей основывалось на предположении о том, что исследуемые события являются независимыми в совокупности [Гмурман, 2001. С. 42–44]. Если же исходить от противного, то полученная в примерах очевидная маловероятность многократного совпадения дней рождений среди небольшого числа генетических родственников указывает на то, что эти события не являются независимыми в совокупности. Явным фактором зависимости при совпадении дней рождений этих людей предполагается близкое родство между ними. Так как явление совпадения дней рождений среди генетических родственников многократно проявилось среди родственников автора настоящей статьи и по материнской, и по отцовской линии, то оно было названо «эффект Парзян–Погосян высокого числа совпадений дней рождений среди генетических родственников», или «эффект Парзян–Погосян».

Появилось предположение, что имеет место неизученное воздействие некоего фактора и что поскольку жизнь из поколения в поколение передается «из плоти в плоть», то биоритмы предыдущих поколений могут играть какую-то роль в жизни вновь зарождающегося организма. Более того, зачатие и рождение конкретного организма (моменты, в которые запускаются его биоритмы) тоже происходит не в случайные дни, а в дни, когда к этому предрасположены организмы родителей.

Таким образом, возникла потребность в проведении на выборке из случайно отобранных генеалогических древ статистического исследования, результаты которого смогли бы ответить на вопрос либо о полной случайности совпадений дат рождений в генеалогических линиях, либо о расхождении с полной случайностью, что в дальнейшем позволило бы поставить вопрос о наличии механизма передачи из поколения в поколение некой информации, не связанной с генетикой (т.е. с записями в структурах молекул ДНК), а каким-то образом обусловленной годовым циклом (т.е. явлениями небесной механики).

Изучение статистических параметров совпадений дней рождений в генеалогических древах путем их математического моделирования

Статистическое исследование, с помощью которого предполагалось внести определенность в вопрос о полной случайности или расхождении с полной случайностью совпадений дней рождений в генеалогических линиях, было проведено методом Монте-Карло. При его применении реальные данные сравниваются с математическими ожиданиями, вычисленными на основе математического моделирования генеалогических древ со случайными датами рождений его членов, полученными программной генерацией псевдослучайных чисел.

Для получения реальных данных о количестве совпадений дней рождений среди генетических родственников применен следующий принцип их включения в генеалогическое древо: в самом старшем поколении выбираются муж и жена, данные о них записываются как о нулевом поколении, затем записываются все их дети и мужского, и женского пола, при этом не записываются их мужья и жены, но записываются их дети, затем дети детей и т.д. Дата рождения близнецов в расчетах участвует один раз. Сбор данных о генеалогических древах осуществлен в Армении, в г. Ереване при помощи компьютерной программы «Family Tree Builder», взятой с израильского тематического интернет-ресурса <http://www.MyHeritage.com/>. Программная генерация случайных экспериментальных данных для метода Монте-Карло и вычисление статистических показателей выполнены при помощи СУБД FoxPro 5.0 и MS Excel. Итоговые результаты получены при помощи таблицы MS Excel, автоматически заполненной из FoxPro 5.0.

Таким образом было построено 33 генеалогических древа случайно отобранных родов, в каждом из которых было не менее 23 человек. В итоге собралась информация о датах рождений 1408 человек. Благодаря тому, что ни автор (как исследователь), ни представители каждого рода (как предоставлявшие информацию) изначально не знали о количестве совпадений дней рождений в своих родах, полученная выборка обеспечила условие двойного «слепого» исследования.

Проверка гипотезы о нормальном распределении совпадений дней рождений в случайно сгенерированных генеалогических древах

Для того чтобы при помощи полученных выборочных средних и «исправленных» выборочных среднеквадратических отклонений иметь возможность пользоваться стандартными методами математической статистики для вычисления абсолютных и относительных точностей оценки и доверительных интервалов для математических ожиданий в генеральных совокупностях, определялся характер распределений полученных количественных признаков.

Для проверки гипотезы о нормальном распределении генеральной совокупности проведено сравнение вариант эмпирических (наблюдаемых) частот совпадений дней рождений в 1000 экспериментов при точном совпадении дней рождений в группе из 59 человек с теоретическими частотами, вычисленными в предположении нормального распределения. Проверка (табл. 1) проведена по критерию согласия Колмогорова, который вычисляется по формуле

$$\lambda = \frac{D}{\sqrt{\sum f_i}}, \quad (10)$$

где f_i – разности между накопленными эмпирическими и теоретическими частотами; D – максимальная их разница. Если при критерии значимости $\alpha = 0.01$ $\lambda < 1.63$, то принимается гипотеза о нормальном распределении. Вначале определены наблюдаемые значения частот n_i при каждом значении вариант x_i . Теоретические частоты n_i' вычислены в предположении нормального распределения при помощи разбивки наблюдаемых значений на частичные интервалы (x_i, x_{i+1}) , получения нормированных величин концов интервалов, исходя из формул $z_i = (x_i - \bar{x}^*) / \sigma^*$ и $z_{i+1} = (x_{i+1} - \bar{x}^*) / \sigma^*$ (где \bar{x}^* – выборочное среднее относительно выбранных вариант x_i ; σ^* – выборочное среднеквадратическое отклонение), вычисления теоретических вероятностей p_i попадания величин в интервалы (x_i, x_{i+1}) , рассчитываемые по равенству $p_i = \Phi(z_{i+1}) - \Phi(z_i)$, где $\Phi(z)$ – функция Лапласа, вычисляемая в MS Excel при помощи формулы $\Phi(z) = \text{NORMDIST}(z; 0; 1; \text{TRUE})$. Отсюда $n_i' = p_i n$, где n – объем выборки. В качестве значения D выбирается среди вариант максимальное отклонение $|S_1 - S_2|$.

Исходя из величины λ , можно считать, что совпадения дней рождений в сгенерированных методом Монте-Карло 1000 экспериментах в случайных генеалогических древах распределены нормально. Это дополнительно иллюстрируется (рис. 1) их соответствием гауссовской нормальной кривой. Та же картина будет наблюдаться при любом количестве человек k .

Таблица 1. Проверка гипотезы о нормальном распределении по критерию согласия Колмогорова в генеалогических древах со случайными датами рождений

x_i	n_i	$p_i = \Phi(z_{i+1}) - \Phi(z_i)$	n'_i	Накопленные частоты		Отклонения $ S_1 - S_2 $	Критерий согласия Колмогорова
				эмпирические S_1	теоретические S_2		
0	9	0.02441 – 0.00000	24.4149	9	24.414927	15.414927	$\lambda = \frac{D}{\sqrt{\sum f_i}} =$ $= \frac{28.227630}{\sqrt{1000}} =$ $= 0.89264$
1	56	0.06991 – 0.02441	45.4975	65	69.912383	4.912383	
2	86	0.16258 – 0.06991	92.9368	151	162.84920	11.849196	
3	180	0.31235 – 0.16258	149.506	331	312.35491	18.645088	
4	199	0.50177 – 0.31235	189.417	530	501.77237	28.227630	
5	185	0.69078 – 0.50177	189.011	715	690.78322	24.216785	
6	127	0.83933 – 0.69078	148.545	842	839.32818	2.671818	
7	72	0.93127 – 0.83933	91.9435	914	931.27168	17.271684	
8	50	0.97609 – 0.93127	44.8180	964	976.08973	12.089725	
9	24	0.99329 – 0.97609	17.2033	988	993.29304	5.293045	
10	12	1.00000 – 0.99329	6.70696	1000	1000	$1.34 \cdot 10^{-13}$	

Примечание. Количество экспериментов – 1000, количество человек – 59.

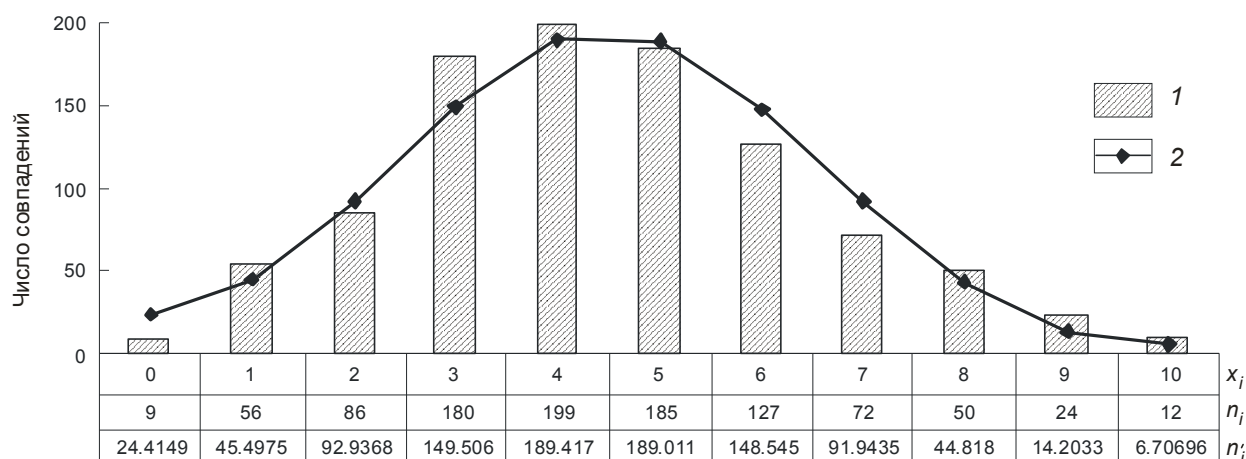


Рис. 1. Диаграмма распределения в сгенерированных генеалогических древах со случайными датами рождений наблюдаемых (1) и теоретических (2) частот совпадений дней рождений (см. табл. 1). Количество экспериментов – 1000, количество человек – 59

Вычисление в сгенерированных генеалогических древах со случайными днями рождений математических ожиданий, среднеквадратических отклонений совпадений дат рождений, абсолютных и относительных точностей оценок (погрешностей)

Для каждой группы экспериментов с конкретным числом человек k в генеалогических древах производится с заданной точностью вычисление математических ожиданий и среднеквадратических отклонений.

Выборочные средние $\bar{X}(k)$ и «исправленные» выборочные среднеквадратические отклонения $s(k)$ совпадений дней рождений в программно сгенерированных генеалогических древах со случайными датами рождений равны:

$$\bar{X}(k) = \frac{\sum x_i(k) \cdot n_i(k)}{n(k)}, \quad (11)$$

$$s(k) = \sqrt{\frac{\sum n_i(k)(x_i(k) - \bar{X}(k))^2}{n(k) - 1}}, \quad (12)$$

где $x_i(k)$ – варианты; $n_i(k)$ – значения частот при каждом значении вариант.

Из расчетов показателей сгенерированных выборок известны «исправленные» выборочные среднеквадратические отклонения $s(k)$, но не известны среднеквадратические отклонения генеральных совокупностей $\sigma(k)$. Для расчета доверительных интервалов при оценке математических ожиданий использованы формулы, связанные с расчетом t -распределения Стьюдента [Гмурман, 2001. С. 216–220, 363–366, 464]. При доверительной вероятности (надежности) $\gamma = 0.99$ абсолютная точность оценки $\delta(k)$ доверительного интервала математического ожидания при каждом k вычисляется в MS Excel при помощи функции TINV (вероятность, степени свободы), возвращающей t -значение распределения Стьюдента как функции вероятности и числа степеней свободы. Итоговая формула:

$$\delta(k) = t \cdot s(k) / \sqrt{n} = \text{TINV}(1 - \gamma; n - 1) \cdot s(k) / \sqrt{n}, \quad (13)$$

где n – объем выборки (в данном случае количество экспериментов при каждом k количестве человек в генеалогических древах). Чтобы не возникло путаницы, необходимо отметить, что в работе [Гмурман, 2001. С. 464] таблица t -распределения Стьюдента представлена как значения функции $t_\gamma = t(\gamma, n)$, где n – степень свободы (обычно обозначается как k).

Относительная точность оценки (погрешность) вычисляется путем деления абсолютной точности оценки на выборочную среднюю. Левые и правые границы доверительных интервалов для математического ожидания вычисляются путем вычитания и прибавления абсолютной точности оценки к выборочной средней.

Вычисление минимальных объемов выборок для программно сгенерированных генеалогических древ с разным числом людей

Для того чтобы составить представление, какой должен быть минимальный объем выборки $N_{\min_i}(k_i)$ (количество экспериментов) при количестве человек k_i в генеалогических древах с номерами i для получения значимых результатов, необходимо рассчитать оценку этого количества при желаемой относительной точности оценки, равной 1.0 %. Расчет объема выборки производится с применением обратной функции Лапласа [Гмурман, 2001. С. 214–216, 366, 462–463]. Необходимо отметить, что аргумент соответствующей функции в Excel NORMSINV(вероятность), возвращающей обратное значение стандартного нормального распределения, отличается от аргумента ($\gamma/2$) функции, таблица которой приведена в [Гмурман, 2001. С. 462–463], и равен $(0.5 + \gamma/2)$. Так как при выбранной малой относительной точности оценки (погрешно-

сти) выборочные средние $\bar{X}_i(k_i)$, а также «исправленные» среднеквадратические отклонения $s_i(k_i)$ являются несмещенными оценками генеральных средних, т.е. и математических ожиданий $a_i(k_i)$, и генеральных среднеквадратических отклонений $\sigma_i(k_i)$, то генеральные средние (средние с малой погрешностью; практически математические ожидания) можно будет считать равными выборочным средним, а генеральные среднеквадратические отклонения равными «исправленным» выборочным среднеквадратическим отклонениям:

$$a_i(k) = \bar{X}_i(k_i), \quad (14)$$

$$\sigma_i(k_i) = s_i(k_i). \quad (15)$$

Тогда при $\gamma = 0.99$, воспользовавшись формулой из таблицы MS Excel, получим:

$$N_{\min_i}(k_i) = t^2 \sigma_i^2(k_i) / \delta_i^2(k_i) = \left(\text{NORMSINV}(0.5 + \gamma/2) \cdot s_i(k_i) / (0.01 \bar{X}_i(k_i)) \right)^2. \quad (16)$$

Нормирование нормальных величин, формулирование нулевой и конкурирующей статистических гипотез при применении метода Монте-Карло

После подсчета количества совпадений дней рождений l_i в реальных родах необходимо произвести нормирование полученных нормальных величин по формуле

$$Ux_i(k_i) = \frac{l_i - a_i(k_i)}{\sigma_i(k_i)} = \frac{l_i - \bar{X}_i(k_i)}{s_i(k_i)}. \quad (17)$$

Известно, что у нормированных нормальных величин математические ожидания равны нулю, а среднеквадратические отклонения равны единице:

$$M(Ux_i(k_i)) = 0, \quad (18)$$

$$\sigma(Ux_i(k_i)) = 1. \quad (19)$$

Для определения случайности совпадений дней рождений в генеалогических линиях либо об их расхождении с полной случайностью для некоторого конкретного количества k человек в роду с использованием методов математической статистики формулируется нулевая гипотеза, соответствующая случайности дат рождений:

$$H_0 : M(\bar{L}(k)) = a_0. \quad (20)$$

В извлеченной из нормальной генеральной совокупности выборке объема n при заданном уровне значимости α математическое ожидание средней совпадений дат рождений $M(\bar{L}(k))$ равно числу a_0 .

Математическое ожидание получено вычислением средней совпадений дней рождений при разыгрывании методом Монте-Карло случайных дат рождений в группах, состоящих из k человек, и известном из тех же вычислений [Гмурман, 2001. С. 308–310] среднеквадратическом отклонении σ . То есть при $a_0 = \bar{X}(k)$ и H_0

$$M(\bar{L}(k)) = \bar{X}(k). \quad (21)$$

Конкурирующая гипотеза состоит в том, что совпадений дней рождений в группах родственников ожидается больше, чем математическое ожидание при полной случайности процесса. То есть для H_1

$$M(\bar{L}(k)) > \bar{X}(k). \quad (22)$$

В качестве критерия проверки нулевой гипотезы при объеме выборки m (числе генеалогических древ) принимается случайная величина

$$U = (\bar{L} - a_0) / \sigma(\bar{L}) = (\bar{L} - a_0) \sqrt{m} / \sigma, \quad (23)$$

которая распределена нормально, причем при справедливости нулевой гипотезы $M(U) = 0$, $\sigma(U) = 1$. Исходя из конкурирующей гипотезы H_1 , $a > a_0$, т.е. критическая область [Гмурман, 2001. С. 284–285] является правосторонней. Вычисляемое по данным наблюдений значение критерия U – наблюдаемое значение критерия – обозначим как U_{obs} :

$$U_{\text{obs}} = (\bar{l} - a_0) \sqrt{m} / \sigma. \quad (24)$$

При заданном уровне значимости $\alpha = 0.01$ критическая точка правосторонней критической области находится из функции Лапласа по формуле

$$\Phi(u_{kr}) = (1 - 2\alpha) / 2. \quad (25)$$

Если $U_{\text{obs}} < u_{kr}$ – нет оснований отвергнуть нулевую гипотезу, если $U_{\text{obs}} > u_{kr}$ – нулевую гипотезу отвергают.

Критическая точка u_{kr} из равенства (25) вычисляется с помощью соответствующей функции в MS Excel NORMSINV(вероятность), возвращающей обратное значение стандартного нормального распределения. Необходимо отметить, что при вычислении аргумент соответствующей функции в MS Excel NORMSINV(вероятность), возвращающей обратное значение стандартного нормального распределения, отличается от значения функции Лапласа, таблица которой приведена в [Гмурман, 2001. С. 462–463], и равен $(0.5 + (1 - 2\alpha) / 2)$. Тогда

$$\Phi(u_{kr}) = 0.5 + (1 - 2\alpha) / 2. \quad (26)$$

Формулы (23), (24) применимы в частном случае, когда количество человек во всех собранных генеалогических древах одинаково. Но в реальности такого не наблюдается, так как реальные генеалогические древа составляет разное число людей. По этой причине нулевая гипотеза H_0

$$M(Ux_i(k_i)) = a_0 \quad (27)$$

проверяется относительно нормированных случайных величин, полученных с использованием количеств совпадений дат рождений в формулах, описанных выше. Соответственно конкурирующая гипотеза H_1 выглядит так:

$$M(Ux_i(k_i)) > a_0. \quad (28)$$

То есть в формуле (24) вместо средней \bar{l} подставляется нормированная средняя $\bar{U}x$ (17). Тогда

$$U_{\text{obs}} = (\bar{U}x - a_0) \sqrt{m} / \sigma. \quad (29)$$

Так как для нормированных нормальных величин

$$a_0 = M(Ux_i(k_i)) = 0, \quad (30)$$

$$\sigma(Ux_i(k_i)) = 1, \quad (31)$$

то вычисляемое по данным наблюдений U_{obs} равно:

$$U_{\text{obs}} = \sqrt{m}\bar{U}x = \sqrt{m} \frac{\sum_{i=1}^m \left(\frac{l_i - a_i(k_i)}{\sigma_i(k_i)} \right)}{m} = \frac{\sum_{i=1}^m \left(\frac{l_i - \bar{X}_i(k_i)}{s_i(k_i)} \right)}{\sqrt{m}}. \quad (32)$$

Принципы подсчета количества совпадений дней рождений (три варианта) и вычисление наблюдаемого значения критерия

При генерировании экспериментальных генеалогических древ для применения метода Монте-Карло даты рождений их членов были получены из принципа: любые дни в XX в.

При подсчитывании количества совпадений дней рождений l_i в каждом реальном генеалогическом древе, а также в сгенерированных генеалогических древах со случайными датами рождений учитывается то, что при наличии совпадений по одному дню более, чем у двух человек ($j > 2$), количество совпадений равно:

$$C_j^2 = \frac{j!}{2!(j-2)!}. \quad (33)$$

Подсчитывание количеств совпадений дней рождений производилось по трем вариантам: 1) при точном совпадении дней рождений; 2) при совпадении дней рождений с люфтом в один день; 3) при совпадении дней рождений с учетом разницы в один день. Вариант расчета «с учетом разницы в один день» отличается от варианта «с люфтом в один день» тем, что случаи совпадений дней рождений по смежным дням учитываются с весом 0.5, так как два события, объединенные 48 часами (без учета года смежных дат), могли произойти в течение 24 ч. При наиболее информативном третьем варианте (табл. 2), учитывающем совпадения по смежным датам, общее количество совпадений (баллов) равно количеству точных совпадений дней рождений с прибавленными совпадениями по смежным дням, помноженным на коэффициент (вес) 0.5. Особым образом учтены смежные дни: 31 декабря – 1 января, 28(29) февраля – 1 марта.

При применении метода Монте-Карло для программной генерации 2.7 млн экспериментов итоговое наблюдаемое значение критерия оказалось равным 3.980989 и намного превысило критическое значение 2.326342, рассчитанное исходя из заданного уровня значимости (вероятности ошибки первого рода), равного 0.01. Превышение наблюдаемого значения критерия над критическим ($U_{\text{obs}} > u_{kr}$), означает, что нулевая гипотеза H_0 должна быть отвергнута, а альтернативная гипотеза H_1 принята. То есть данные о совпадениях дней рождений среди реальных родственников не соответствуют статистической модели, построенной на случайных числах, а в распределении дат рождений среди генетических родственников изученной выборки генеалогических древ присутствует неслучайность.

Таблица 2. Данные из полученной в MS Excel расчетной таблицы при варианте расчета «с учетом разницы в один день»

Реальные генеалогические древа					Программно сгенерированные группы				10	11
1	2	3	4	5	6	7	8	9		
1	52	4	7	7.5	18308	7.24470	0.61	2.31430	0.110313	0.110313
2	48	4	5	6.5	21650	6.17656	0.61	2.14024	0.151124	0.184864
3	72	13	6	16.0	9522	13.98414	0.62	3.26266	0.617857	0.507661
4	42	1	3	2.5	28264	4.73146	0.61	1.87760	-1.188462	-0.154584
5	37	2	2	3.0	36355	3.65251	0.61	1.65430	-0.394433	-0.314660
6	25	3	4	5.0	80979	1.63934	0.61	1.10110	3.052094	0.958768
7	32	1	1	1.5	49749	2.71522	0.61	1.42477	-0.852925	0.565272
8	25	2	4	4.0	80979	1.63934	0.61	1.10110	2.143910	1.286750
9	43	3	8	7.0	26577	4.96128	0.61	1.91855	1.062633	1.567370
10	41	1	3	2.5	29485	4.50288	0.61	1.82306	-1.098636	1.139519
11	38	3	4	5.0	38539	3.86232	0.58	1.69568	0.670928	1.288781
12	42	4	8	8.0	28264	4.73146	0.61	1.87760	1.740803	1.736440
13	39	6	3	7.5	33500	4.06596	0.60	1.74424	1.968796	2.214364
14	31	3	5	5.5	51838	2.54812	0.61	1.37849	2.141383	2.706123
15	52	2	8	6.0	18308	7.24470	0.61	2,31430	-0.537830	2.475496
16	29	1	2	2.0	59277	2.22841	0.61	1,28507	-0.177741	2.352453
17	23	0	4	2.0	95908	1.38488	0.61	1.01110	0.608365	2.429765
18	28	1	5	3.5	69793	2.07856	0.58	1.24148	1.144959	2.631177
19	59	11	15	18.5	15380	9.35406	0.58	2.62393	3.485593	3.360649
20	37	2	6	5.0	36355	3.65251	0.61	1.65430	0.814538	3.457692
21	32	2	7	5.5	49749	2.71522	0.61	1.42477	1.954550	3.800879
22	78	9	9	13.5	8496	16.38300	0.60	3.49548	-0.824782	3.537647
23	33	3	4	5.0	45915	2.90289	0.61	1.46891	1.427671	3.757577
24	67	10	16	18.0	11855	12.15846	0.59	3.02979	1.928038	4.072020
25	69	8	9	12.5	11323	12.83397	0.58	3.08820	-0.108143	3.968120
26	28	2	1	2.5	69793	2.07856	0.58	1.24148	0.339466	3.957637
27	31	1	1	1.5	51838	2.54812	0.61	1.37849	-0.760339	3.737328
28	24	0	2	1.0	87154	1.51375	0.61	1.06100	-0.484215	3.578476
29	86	9	27	22.5	6978	20.01884	0.59	3.84905	0.644614	3.635938
30	26	1	4	3.0	75542	1.78568	0.61	1.15640	1.050089	3.766545
31	61	5	13	11.5	13146	10.00297	0.61	2.73101	0.548161	3.803749
32	33	2	3	3.5	45915	2.90289	0.61	1.46891	0.406503	3.815704
33	45	6	4	8.0	24546	5.41934	0.61	2.00962	1.284159	3.980989
Всего 1408 человек									Сумма 22.869039	

Примечания.

Заданный уровень значимости – 0.01.

Критическое значение 2.326342 меньше наблюдаемого значения критерия 3.980989.

Столбцы 1–11:

- 1 – идентификационный номер группы родственников;
- 2 – число человек с точно известными датами рождений;
- 3 – количество зафиксированных точных совпадений дат рождений;
- 4 – количество зафиксированных с разницей в один день совпадений дат рождений;
- 5 – итого баллов совпадений дат рождений ((3) + 0.5(4));
- 6 – количество экспериментов на каждую группу;
- 7 – выборочная средняя, полученная из экспериментов методом Монте-Карло;

8 – относительная точность оценки выборочной средней (погрешность математического ожидания), %;

9 – «исправленное» выборочное среднее квадратическое отклонение, полученное из экспериментов;

10 – нормированная величина количества совпадений дней рождений у генетических родственников $((5) - (7)) / (9)$;

11 – наблюдаемое значение критерия, рассчитанное при добавлении каждого человека из 33 групп генетических родственников.

Это наглядно демонстрируют данные табл. 3, в которой приведены показатели по построенным тремя методами контрольным выборкам со случайным распределением дат рождений в группах, количественно соответствующих собранным генеалогическим древам, но при отсутствии фактора родственных связей. Наблюдаемое значение критерия в них оказалось намного меньше критического значения 2.326342.

Таблица 3. Итоговые наблюдаемые значения критерия в сравнении с наблюдаемыми по трем контрольным выборкам, построенным разными методами

Варианты расчета	Реальные генеалогические древа	Варианты контрольной выборки		
		На основе дат рождений в случайно распределенном списке людей	На основе случайно сгенерированных 1-м способом дней рождений	На основе случайно сгенерированных 2-м способом дней рождений
При точном совпадении дней рождений	3.288987	1.676976	0.334770	-1.424861
При совпадении дней рождений с люфтом в один день	3.616030	1.045767	0.001572	-1.419016
При совпадении дней рождений с учетом разницы в один день	3.980989	1.491168	0.189154	-0.355452

Примечания. Заданный уровень значимости – 0.01. Критическое значение – 2.326342.

Анализ результатов статистического анализа совпадений дней рождений среди генетических родственников

Из 33 изученных генеалогических древ в 23 (почти в 2/3 случаев) наблюдается превышение количества совпадений дней рождений над математическим ожиданием (нормированная величина количества совпадений дней рождений больше нуля).

На рис. 2 проиллюстрирована достаточность объема выборки, равная 33 генеалогическим древам, так как функции наблюдаемого значения критерия совпадений дней рождений в реальных генеалогических древах существенно отличаются от графиков функций при контрольных выборках. Таким образом, можно уверенно сказать, что явление преобладания большего, чем математическое ожидание на конкретное количество человек в группе, числа совпадений дней рождений среди генетических родственников действительно существует, т.е. эффект высокого числа совпадений дней рождений среди генетических родственников, названный нами эффектом Парзьян–Погосян, действительно имеет место.

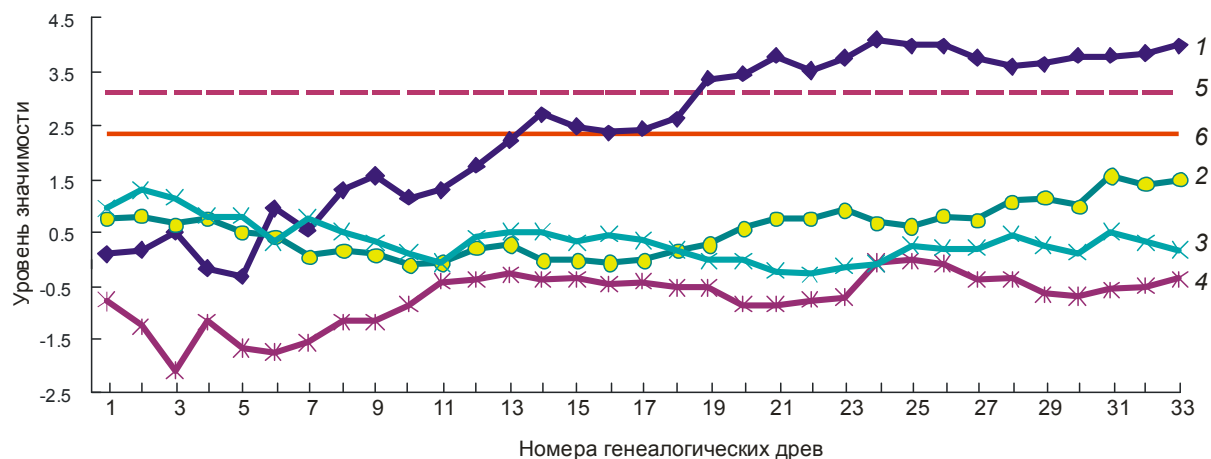


Рис. 2. График функции наблюдаемого значения критерия совпадений дней рождений с учетом разницы в один день (I), полученный при изучении 33 реальных генеалогических древ в сравнении с тремя контрольными выборками: в случайно распределенном списке людей (2); дат рождений, случайно сгенерированных 1-м способом (3); дат рождений, случайно сгенерированных 2-м способом (4); 5 – критическое значение 2.326342, соответствующее заданному уровню значимости 0.01; 6 – критическое значение 3.090245, соответствующее заданному уровню значимости 0.001

Предположительные природные источники возникновения обнаруженного явления. Гармоники, известные из теории земных приливов

Само по себе совпадение дней рождений среди поколений людей, являющихся генетическими родственниками, вряд ли может являться источником для каких бы то ни было выводов относительно них. Однако обнаруженное явление расхождения с полной случайностью является маркером для предположения о наложении на случайный процесс некоего параметрически более определенного, т.е. неслучайного, процесса. Так как отрезок времени, в течение которого выявилось явление расхождения с полной случайностью распределения дат рождений среди генетических родственников достаточно длительный (более 100 лет), то наиболее обоснованным может быть предположение о воздействии на случайный процесс функций, имеющих не монотонный, а периодический характер. Так как любые календарные периоды на Земле порождены периодическими астрономическими явлениями, то в качестве факторов, влияющих на возникновение явления расхождения с полной случайностью распределения дат рождений среди генетических родственников, наиболее вероятны периодические явления небесной механики, вызывающие геофизические колебательные процессы.

Известно о том, что неодинаковое притяжение Луной близких и удаленных от нее частей Земли вызывает приливы и отливы в океанах и твердой коре. В приливно-отливных процессах, кроме фактора Луны, участвует также и фактор периодического изменения гравитационного поля Солнца по отношению к ближней к нему (дневной) и дальней от него (ночной) поверхностям Земли. На рис. 3 видно, что амплитуда солнечного прилива намного меньше лунного, а максимальных значений суммарная величина достигает при сизигийных приливах [Кононович, Мороз, 2009. С. 86]. Но амплитуда периодического изменения гравитационного поля Солнца более чем в 2 раза меньше, чем такого же фактора со стороны Луны.

Амплитуда суммарного значения лунно-солнечного прилива достигает максимальной величины при новолунии и полнолунии, когда векторы притяжения к Луне и



Рис. 3. Иллюстрация приливно-отливного действия Луны и Солнца в океанах и морях

Солнцу сонаправлены. (Приливы во время лунных фаз новолуния и полнолуния называются сизигийными, приливы при двух других лунных фазах называются квадратурными.) Тогда векторы притяжений Луны и Солнца перпендикулярны друг к другу. Наглядно периодичность функции, связанной с приливно-отливным эффектом Луны и Солнца, показана на рис. 4 (диаграмма колебаний высоты прилива в порту Менати, расположенного на западном побережье п-ва Флорида).

Из данных, приведенных на рис. 4, видно, что, кроме происходящих в течение суток двух колебаний лунных приливов с точно известным периодом 12 ч 25 мин (доминирует период лунных приливов, так как солнечные приливы слабее лунных), на временном промежутке от 12–13.03.2008 г. до 26–27.03.2008 г. (дни максимальных (сизигийных) приливов) выделяются также колебания и за двухнедельный период – точно известная половина синодического периода обращения Луны вокруг Земли, т.е. время между новолуниями и полнолуниями – 14.765294 сут.

Кроме водной поверхности, воздействию лунно-солнечных приливов подвержена также и твердая поверхность Земли. Средняя амплитуда лунных приливов водной поверхности Земли около 1 м, а твердой поверхности Земли – около 10 см (максимально до 35 см) [Чиков, 2005. С. 11]. Известно, что обусловленное вращением Земли прохождение по ее поверхности приливных волн вызывает регулярное периодическое упругое сжатие и растяжение твердой поверхности (рис. 5), что вызывает трение в трещинах

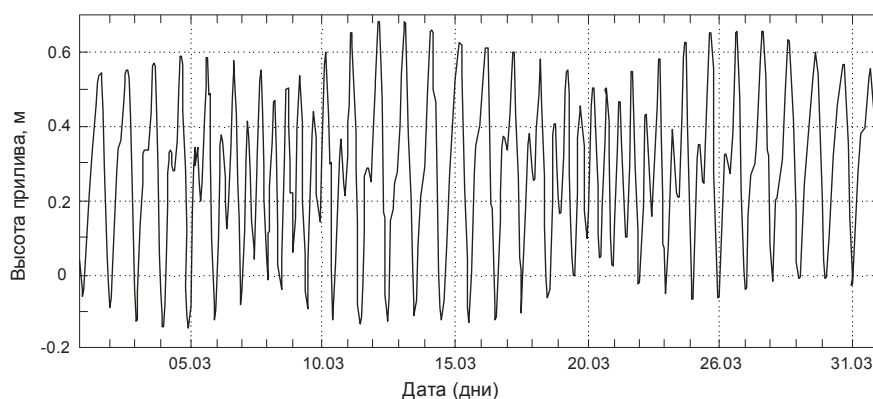


Рис. 4. Диаграмма колебаний высоты смешанного (лунного и солнечного) суточного прилива в марте 2008 г. в порту Менати (западное побережье п-ва Флорида, США)

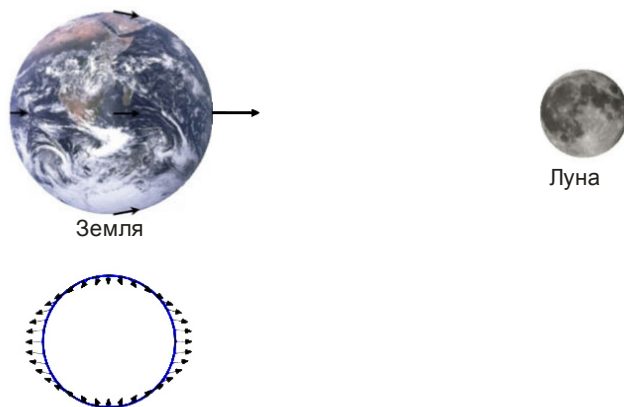


Рис. 5. Схема вызванных приливо-отливным фактором Луны силовых линий упругого сжатия и растяжения твердой поверхности Земли (вид в направлении перпендикуляра к плоскости вращения Луны вокруг Земли)

Стрелками показаны мгновенные направления силовых линий деформаций поверхности Земли, которые благодаря вращению планеты вокруг своей оси периодически изменяют характер с растяжения на сжатие

горных пород и пьезоэлектрический эффект [Хмелевской и др., 2004. С. 117–118; Порцевский, 2005. С. 57] – эффект возникновения поляризации диэлектрика, сопровождаемый возникновением разности потенциалов и электрического поля.

В работе [Гохберг и др., 2009. С. 13–17] рассчитывается электрическое поле в приповерхностных слоях сферически симметричной Земли, возникающее вследствие электрокинетических процессов в поровой водонасыщенной среде, деформированной лунно-солнечными приливами. Лунно-солнечные приливы представляют собой стационарный периодический процесс с двумя наборами основных периодов – суточных (O_1) и полусуточных (M_2) [Мельхиор, 1968. С. 37–41]. Исходя из расчетов, получены амплитуды для горизонтальных составляющих электрического поля: $E_{0x} \cong E_{0y} \approx 0.1$ мкВ/км, а амплитуды для вертикальных составляющих: $E_{0z} = 5.82$ мВ/км полусуточной волны (M_2) и $E_{0z} = 4.02$ мВ/км суточной волны (O_1) [Гохберг и др., 2009. С. 17].

На рис. 6 представлены взятые из работы [Гохберг и др., 2009. С. 18] амплитудные спектры годичной серии геоэлектрических наблюдений за 2003 г. на длинных (десятки километров) телефонных линиях японской телеграфной и телефонной корпорации (NTT Company), полученные с помощью использования стандартных программ гармонического анализа. Для сравнения приведен спектр приливных колебаний, полученный при помощи программы «Solid Earth Tide», позволяющей генерировать земные приливы выделяющимися основными приливными гармониками – суточными (Q_1 , O_1 , K_1 , P_1) и полусуточными (M_2 , S_2). Периоды последних соответственно 12 ч 25 мин и 12 ч.

На рис. 7 приведены графики горизонтальных составляющих электрической волны M_2 за четверо суток – от 18.01 до 21.01.2003 г. Видно, что приливная T и электрическая E_x гармоники в волне M_2 синфазны, электрическая гармоника E_y в той же волне M_2 сдвинута относительно них на четверть периода (90°). Не вызывает сомнения, что если диаграмма иллюстрировала бы электрические колебания за период времени не меньше месяца, то аналогично представленной на рис. 4 диаграмме колебаний уровня воды при лунно-солнечных приливах график отражал бы также и факт совпадения модулированного волнами M_2 и S_2 периода чередования максимумов амплитуд напряженности

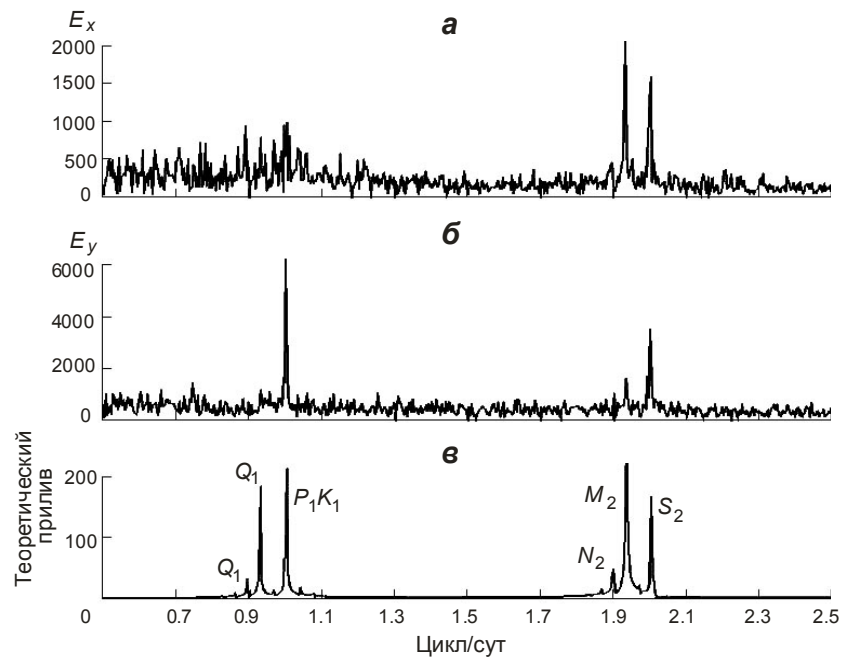


Рис. 6. Спектры горизонтальных компонент электрического поля E_x (а) и E_y (б) с приливными гармониками, рассчитанные по данным станции Каноя (теоретический прилив) (в). Максимальные значения приливных амплитуд: $E_x = 1$ мВ/км, $E_y = 1.4$ мВ/км

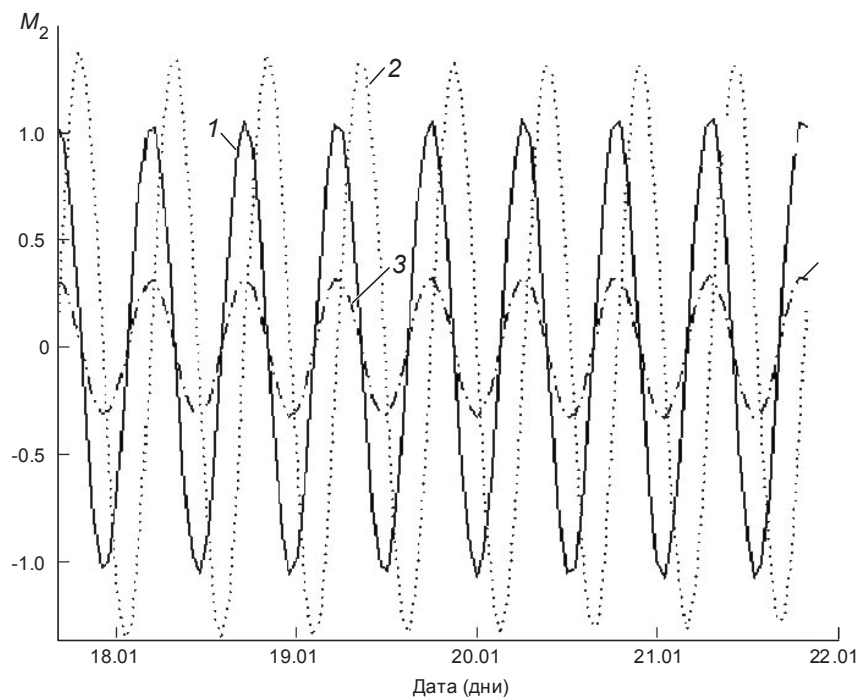


Рис. 7. Изменение горизонтальных составляющих электрической волны M_2 (E_x (1), E_y (2) и T (3)) с 18.01 по 21.01.2003 г. (по [Гохберг и др., 2009. С. 19])

электрического поля, вызванного приливными силами, с периодом чередования максимумов при сизигийных приливах, происходящих при новолунии и полнолунии. Этот период равен половине синодического месяца – 14.765294 сут.

Источником геофизических колебаний являются также и вызываемые разной активностью Солнца и солнечным ветром периодические вариации магнитного поля Земли и магнитные бури, создающие возмущения в магнитосфере и ионосфере. Вследствие ин-

дукции в Земле возникают квазигармонические низкочастотные поля, называемые магнитотеллурическими. В целом это поля инфранизкой частоты – от 10^{-5} до 10 Гц [Хмельской и др., 2004. С. 119].

Известно, что переменные электрические и магнитные поля друг без друга не существуют, составляя единое электромагнитное поле.

Длиннопериодные гармоники, известные из теории земных приливов

Кроме имеющих важное значение для лунно-солнечных приливов интервалов синодического месяца (29.530588 сут.) и половины синодического месяца (14.765294 сут.), в теории земных приливов известны и многосуточные – длиннопериодные – гармоники [Мельхиор, 1968. С. 41], модулированные полусуточными волнами M_2 и S_2 : солнечная эллиптическая волна S_a с периодом аномалистического года (365.259640 сут), солнечная деклинационная волна S_{sa} с периодом половины тропического года (182.621095 сут), лунная эллиптическая волна M_m с периодом аномалистического месяца (27.554551 сут), лунная деклинационная волна M_f с периодом половины тропического месяца (13.660791 сут), а также периоды эвекции (31.812 сут) и вариации (14.765294 сут) [Мельхиор, 1975. С. 139, 144].

На рис. 8, а показано различие сидерического (звездного) (27.321661 сут) и синодического месяцев. Тропический месяц практически равен сидерическому (меньше его на 7 с). Рис. 8, б иллюстрирует движение Луны по орбите в течение аномалистического месяца. Его продолжительность из-за прецессии перигея Луны, полное обращение которого по орбите происходит в течение 8.85 лет, больше сидерического на 5 ч 35 мин 27 с.

Наиболее нагляден физический смысл эллиптических волн. Из фундаментального закона астрономии – первого закона Кеплера [Кононович, Мороз, 2009. С. 63] известно, что орбиты планет представляют эллипсы, в одном из фокусов которых (общем для всех планет) находится Солнце. Планета Земля, будучи в начале января в перигелии – наименьшем удалении от Солнца, через полгода, в начале июля, оказывается в афелии – наибольшем удалении от Солнца, а еще через полгода вновь оказывается в перигелии.

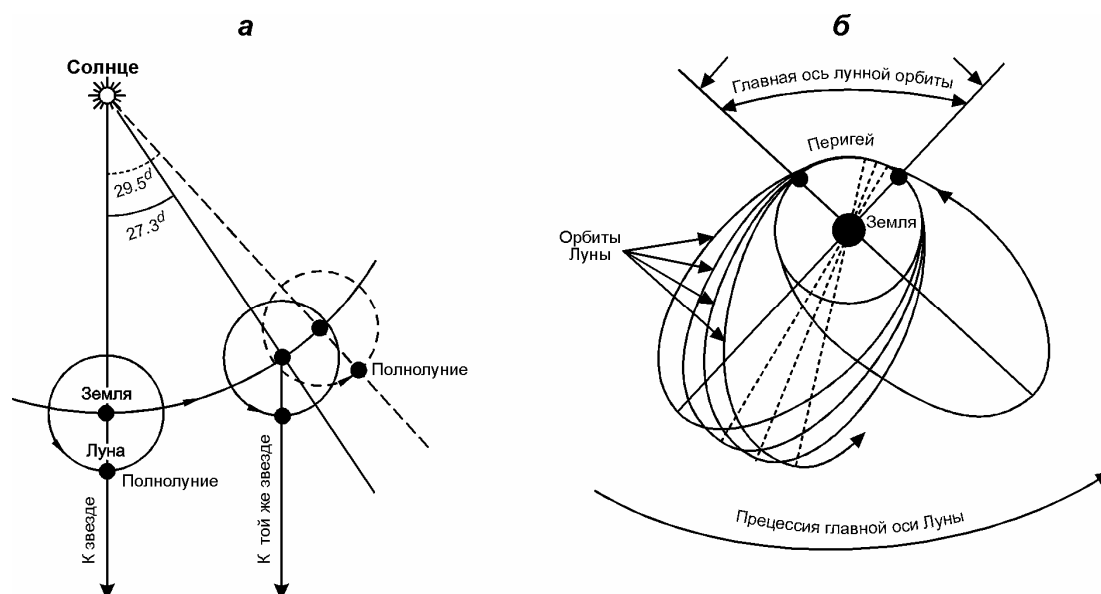


Рис. 8. Продолжительность сидерического и синодического месяцев (а) (по [Кононович, Мороз, 2009. С. 119]) и движение Луны по орбите в течение аномалистических месяцев с прецессией перигея Луны (б)

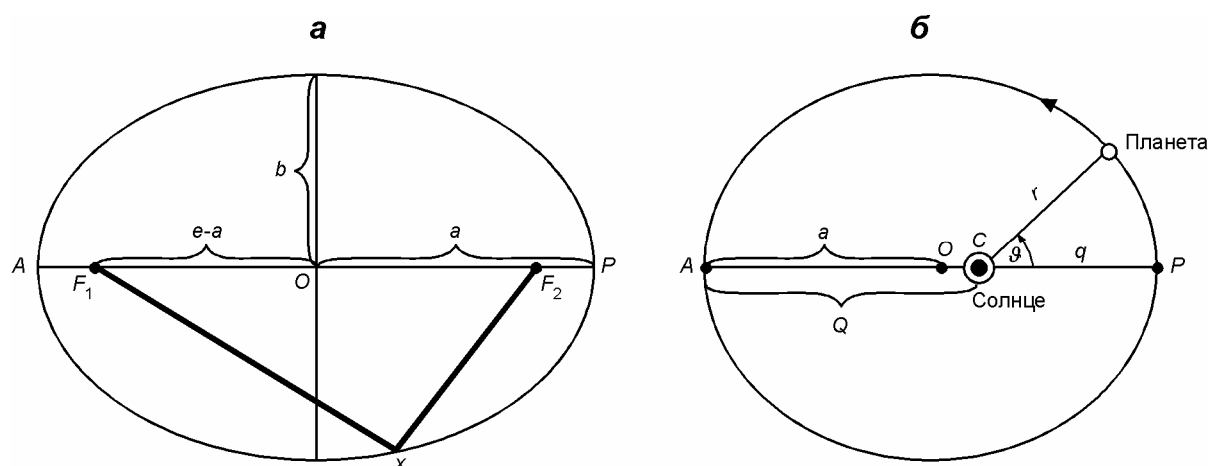


Рис. 9. Эллипс (а) и эллиптическая орбита планеты (Земля), движущейся вокруг Солнца против часовой стрелки (если смотреть со стороны Северного полюса) (б)

a – большая полуось; b – малая полуось; AP – большая ось эллипса; F_1, F_2 – фокусы эллипса; e – эксцентриситет орбиты; r – радиус-вектор; ϑ – истинная аномалия; q – перигельное расстояние; Q – афелийное расстояние

На рис. 9 показаны эллипсы, у которых, как известно, сумма расстояний от какой-либо их точки x до двух неподвижных точек F_1 и F_2 , лежащих на его оси AP и называемых фокусами, есть величина постоянная, равная большой оси AP . Расстояние OP (или OA), где O – центр эллипса, называется большой полуосью a , а отношение $OF_1 / OA = OF_2 / OP = e$ – эксцентриситетом эллипса. Последний характеризует отклонение эллипса от окружности, у которой $e = 0$. На эпоху 2000 г. эксцентриситет [Кононович, Мороз, 2009. С. 500–502] земной орбиты равен 0.016710, лунной орбиты (движение по которой Луны вокруг Земли также подчинено законам Кеплера) – 0.0549.

Радиус-вектор r планеты определяется [Дагаев, 1980. С. 36] уравнением эллипса

$$r = \frac{a(1-e^2)}{1+e\cos(\vartheta)} \quad (34)$$

и меняется в пределах от перигельного расстояния

$$q = CP = a(1-e), \quad (35)$$

когда истинная аномалия $\vartheta = 0^\circ$, до афелийного расстояния

$$Q = CA = a(1+e) \quad (36)$$

при $\vartheta = 180^\circ$.

Средним расстоянием планеты от Солнца является большая полуось ее орбиты

$$a = \frac{Q+q}{2}. \quad (37)$$

При изменяющейся во время движения планеты по орбите истинной аномалии ϑ наличие в формуле (34) периодической функции $\cos(\vartheta)$ подразумевает колебательный процесс, которому подвержен радиус-вектор r – расстояние между планетой и Солнцем.

Исходя из колебательного характера изменения радиуса-вектора r и 1-го закона освещенности [Волкинд, 1973. С. 180], гласящего, что освещенность площадки, располо-

женной перпендикулярно к лучам света, убывает обратно пропорционально квадрату расстояния от источника (в данном случае Солнца):

$$E = \frac{I}{r^2} = \frac{I}{\left(\frac{a(1-e^2)}{1+e\cos(\vartheta)} \right)^2}, \quad (38)$$

где E – освещенность; I – сила света; r – удаленность от источника света; a – большая полуось орбиты; e – эксцентриситет орбиты; ϑ – истинная аномалия.

Описываемая законом всемирного тяготения Ньютона сила притяжения между Землей и Солнцем является, по сути, космофизическим колебанием с периодом в 1 год:

$$F = G \frac{m_1 m_2}{r^2} = \frac{G m_1 m_2}{\left(\frac{a(1-e^2)}{1+e\cos(\vartheta)} \right)^2}, \quad (39)$$

где F – сила притяжения; G – гравитационная постоянная; m_1 – масса Солнца; m_2 – масса Земли; r – расстояние между Землей и Солнцем; a – большая полуось орбиты; e – эксцентриситет орбиты; ϑ – истинная аномалия.

Порожденная гравитационным притяжением сила F , вариации которой вызваны космофизическим колебанием расстояния до Солнца, при годовом колебании величины совершает свою часть работы по периодическому подъему и опусканию многокилометровых слоев земной коры и при этом генерирует в земной коре годовую гармонику геофизических электромагнитных колебаний.

Выявление влияния на людей длиннопериодных гармоник космогеофизических колебаний.

Введение понятия неполной случайности

С целью выявления влияния на людей длиннопериодных гармоник космогеофизических колебаний были выдвинуты статистические гипотезы о полной случайности совпадений дней рождений в генеалогических линиях либо о расхождении с полной случайностью относительно заранее заданных периодов. Таким образом, для того чтобы выяснить имеет ли место эффект Парзьян–Погосян, были вычислены наблюдаемые значения критерия относительно периодов, известных из теории земных приливов, а также относительно целочисленных (в сутках) периодов.

Для решения этой задачи на основе уже имеющихся данных о днях рождений в генеалогических древах программно реализован расчет наблюдаемых значений критерия количества совпадений дней рождений среди генетических родственников относительно заранее определенных периодов по уже примененной ранее методике (формулы (11)–(32)).

Исходя из того, что введенное в начале статьи понятие «совпадение дат рождений» фактически означает разницу в днях рождений с периодом в 1 год, то «совпадение дней рождений по периодам» означает, что эти дни должно разделять близкое к целому число заданных периодов. Поскольку сами периоды, такие как, например, тропический и синодический месяцы, аномалистические месяц и год, могут представлять величины с нецелым количеством суток, то в формуле (32) определяется количество совпадений по периоду L_i (вместо l_i). При подсчете совпадений L_i увеличивается на единицу тогда, ко-

где абсолютное значение разницы числа суток K между днями рождений двух людей и произведения целого числа N и заранее определенного периода T меньше 1. Целое число N получается при округлении до целого результата деления K на T . Выражая описанное выше через формулы MS Excel, можно записать:

$$L_i = \sum IF(ABS(K - T * N) < 1; 1; 0) = \sum IF(ABS(K - T * ROUND(K / T; 0)) < 1; 1; 0). \quad (40)$$

Ожидание выявления иных, отличных от годового периодов основывалось в том числе на том, что, исходя из закона всемирного тяготения, приливное влияние эллиптичности орбиты Луны вокруг Солнца предположительно должно быть выше приливного влияния эллиптичности орбиты Земли вокруг Солнца. В формулах (41)–(42) приведено сравнение напряженностей приливообразующего гравитационного поля в точках на поверхности Земли, ближайших к Солнцу и Луне, при прохождении Землей перигелия и афелия своей орбиты и при прохождении Луной перигея и апогея своей орбиты:

$$\frac{H_{SP}}{H_{SA}} = \frac{G \frac{M_S}{(q_E - R_E)^2}}{G \frac{M_S}{(Q_E - R_E)^2}} = \frac{G \frac{M_S}{(a(1 - e_E) - R_E)^2}}{G \frac{M_S}{(a(1 + e_E) - R_E)^2}} = \frac{(a_E(1 + e_E) - R_E)^2}{(a_E(1 - e_E) - R_E)^2} = 1.069, \quad (41)$$

$$\frac{H_{MP}}{H_{MA}} = \frac{G \frac{M_M}{(q_M - R_E)^2}}{G \frac{M_M}{(Q_M - R_E)^2}} = \frac{G \frac{M_M}{(a(1 - e_M) - R_E)^2}}{G \frac{M_M}{(a(1 + e_M) - R_E)^2}} = \frac{(a_M(1 + e_M) - R_E)^2}{(a_M(1 - e_M) - R_E)^2} = 1.246, \quad (42)$$

где H_{SP} , H_{SA} – напряженности гравитационного поля Солнца в точках перигелия и афелия орбиты Земли; H_{MP} , H_{MA} – напряженности гравитационного поля Луны в точках перигея и апогея орбиты Луны; G – гравитационная постоянная; M_S , M_M – массы Солнца и Луны; q_E , Q_E – перигельное и афелийное расстояния от Земли до Солнца; q_M , Q_M – перигейное и апогейное расстояния от Луны до Земли; $R_E = 6371.3$ км – радиус Земли; $a_E = 149\,597\,890$ км; $a_M = 384\,400$ км – большие полуоси орбит Земли и Луны соответственно; $e_E = 0.016710$, $e_M = 0.0549$ – эксцентриситеты орбит Земли и Луны соответственно.

Таким образом, напряженность гравитационного поля Солнца для Земли в перигелии почти на 6.9 % превышает ее напряженность в афелии, а напряженность гравитационного поля Луны в перигее почти на 25 % превышает ее напряженность в апогее. В перигелии земной орбиты интенсивность солнечного излучения также на 6.9 % выше, чем в афелии.

В табл. 4 приведены полученные методом Монте-Карло результаты в рамках статистической гипотезы о непревышении числа совпадений дней рождений у 33 групп родственников над математическими ожиданиями относительно заранее заданных периодов в сравнении с полученными тем же методом данными по трем контрольным выборкам.

Обнаруженное в генеалогических древах превышение относительно волн S_{sa} и S_a наблюдаемого значения критерия над критическим значением 2.326342 (см. рис. 2) свидетельствует о влиянии на людей солнечных деклинационной и эллиптической волн. То есть относительно двух известных из теории земных приливов длиннопериодных солнечных гармоник выявилась неполная случайность распределения дней рождений среди генетических родственников.

Таблица 4. Наблюдаемые значения критерия и вероятности верности альтернативной гипотезы против гипотезы о непревышении числа совпадений дней рождения у генетических родственников относительно 50 заданных периодов

Периоды*, сут	Реальные 33 генеалогические древа		Варианты контрольной выборки					
			На основе дат рождений в случайно распределенном списке людей		На основе случайно сгенерированных 1-м способом дат рождений		На основе случайно сгенерированных 2-м способом дат рождений	
			1	2	1	2	1	2
12	-0.538	0.2953	-0.041	0.4833	-1.377	0.0842	1.412	0.9210
13	1.012	0.8442	2.076	0.9811	-0.819	0.2065	2.738	0.9969
13.606110	-0.798	0.2123	-0.542	0.2939	-0.426	0.3352	0.654	0.7435
M_f 13.660791	1.170	0.8781	0.576	0.7179	1.595	0.9447	-0.095	0.4621
13.777276	-0.211	0.4163	-0.506	0.3065	-0.410	0.3409	0.157	0.5624
14	-0.300	0.3820	-0.310	0.3782	0.205	0.5810	1.120	0.8686
$\frac{1}{2}$ синодического								
14.765294	-1.146	0.1258	-0.892	0.1862	0.394	0.6533	-0.757	0.2247
15	-0.165	0.4343	-0.392	0.3474	0.001	0.5005	-1.755	0.0396
16	-0.373	0.3547	0.056	0.5224	1.405	0.9199	1.329	0.9081
17	-0.097	0.4613	-0.222	0.4121	0.381	0.6482	1.441	0.9253
18	0.090	0.5357	-0.107	0.4575	-0.920	0.1788	0.703	0.7590
19	-1.492	0.0679	0.555	0.7104	-0.671	0.2510	0.281	0.6108
20	0.343	0.6341	0.373	0.6454	-1.440	0.0749	0.816	0.7928
21	0.248	0.5979	-0.531	0.2976	2.195	0.9859	1.420	0.9221
22	-0.776	0.2188	1.355	0.9123	-1.622	0.0524	0.817	0.7930
23	1.355	0.9123	-0.276	0.3913	0.116	0.5461	0.468	0.6802
24	1.154	0.8757	-0.384	0.3505	-1.062	0.1441	1.239	0.8923
25	-0.629	0.2648	0.915	0.8203	1.638	0.9493	1.007	0.8431
26	0.552	0.7094	1.083	0.8605	-0.080	0.4683	1.761	0.9609
27	0.889	0.8113	-2.423	0.0077	0.350	0.6367	1.434	0.9242
27.212220	-0.326	0.3722	0.271	0.6069	-0.638	0.2616	-0.245	0.4032
27.321582	1.175	0.8800	0.974	0.8351	1.604	0.9456	0.124	0.5496
27.321661	1.016	0.8451	0.836	0.7985	1.634	0.9489	-0.001	0.4995
M_m 27.554551	-0.589	0.2780	0.593	0.7235	-1.933	0.0266	-0.151	0.4401
28	-0.406	0.3424	1.014	0.8447	-1.041	0.1489	0.904	0.8171
29	-1.229	0.1095	2.899	0.9981	-1.100	0.1356	0.496	0.6902
Синодический								
29.530588	-0.150	0.4402	0.007	0.5027	-0.094	0.4627	-1.376	0.0844
30	-0.805	0.2106	-1.047	0.1475	-0.867	0.1930	-0.409	0.3411
31	2.033	0.9790	-0.495	0.3102	-0.180	0.4285	-1.306	0.0958
Эвекция 31.812	-0.186	0.4264	2.614	0.9955	-0.297	0.3834	-0.198	0.4214
32	-0.343	0.3657	-0.126	0.4499	1.398	0.9190	-0.100	0.4601
33	0.074	0.5295	1.133	0.8714	-1.501	0.0666	0.705	0.7595
179	-1.548	0.0608	0.135	0.5536	0.914	0.8195	-0.214	0.4153
180	-0.795	0.2133	-0.058	0.4769	1.429	0.9234	1.602	0.9455
181	0.190	0.5755	-0.164	0.4348	0.500	0.6915	0.329	0.6288
182	0.247	0.5977	-0.041	0.4838	1.549	0.9393	0.770	0.7795
S_{sa} 182.621095	2.438	0.9926	1.520	0.9358	0.760	0.7765	-1.704	0.0442
183	2.340	0.9904	-0.320	0.3745	1.290	0.9014	1.103	0.8649
184	1.966	0.9753	-0.011	0.4958	2.456	0.9930	0.598	0.7251
185	1.400	0.9192	0.311	0.6223	-1.573	0.0579	-0.268	0.3942

Таблица 4 (окончание)

Периоды*, сут	Реальные 33 генеалогические древа		Варианты контрольной выборки					
			На основе дат рождений в случайно распределенном списке людей		На основе случайно сгенерированных 1-м способом дат рождений		На основе случайно сгенерированных 2-м способом дат рождений	
			1	2	1	2	1	2
362	0.875	0.8092	0.060	0.5240	0.960	0.8315	0.206	0.5815
363	-1.176	0.1198	0.413	0.6600	0.006	0.5023	-0.008	0.4970
364	0.279	0.6097	1.366	0.9140	-0.625	0.2659	0.675	0.7502
365	1.179	0.8808	1.280	0.8998	1.198	0.8845	0.054	0.5213
365.242190	4.109	0.9999	1.533	0.9373	0.733	0.7682	-0.301	0.3818
365.256366	3.524	0.9998	1.178	0.8807	-0.023	0.4908	-0.022	0.4913
365.258003	3.383	0.9996	0.926	0.8227	0.171	0.5679	-0.061	0.4756
S_a 365.259640	3.385	0.9996	0.860	0.8051	0.231	0.5913	-0.444	0.3286
366	1.338	0.9095	-0.949	0.1713	0.388	0.6511	0.483	0.6853
367	-0.515	0.3033	-1.190	0.1171	0.936	0.8252	0.383	0.6491

* Включая драконический, тропический, сидерический, аномалистический, синодический месяцы, период эвекции Луны и тропический, сидерический, аномалистический годы, среднее арифметическое сидерического и аномалистического годов.

Примечание. 1 – наблюдаемое значение критерия; 2 – вероятность верности альтернативной гипотезы.

Оценка объемов выборок для достижения определенности относительно влияния на людей длиннопериодных лунных волн

Непревышение наблюдаемого значения критерия над критическим значением 2.326342 относительно более коротких лунных волн, а также обнаружение такого превышения относительно одного из коротких периодов в построенной на случайных числах контрольной выборке свидетельствует о недостаточности объема статистической выборки (33 генеалогических древа) для достижения определенности относительно влияния лунных гармоник.

Поскольку данные о рожденьях людей в документах фиксируются с точностью до календарного дня, погрешности относительно половины тропического месяца

$$\delta_{tr_m/2} = 1 / (27.321582 / 2) \approx 0.0732 \quad (43)$$

и относительно аномалистического месяца

$$\delta_{an_m} = 1 / 27.554551 \approx 0.0363 \quad (44)$$

существенно выше, чем относительно аномалистического года

$$\delta_{an_y} = 1 / 365.259642 \approx 0.00274. \quad (45)$$

Исходя из грубой оценки, объем выборки (количество генеалогических древ) с 33, оказавшихся достаточными для выявления неполной случайности распределения дат рождений среди генетических родственников по годовому периоду, для периода аномалистического месяца (M_m) необходимо довести до числа порядка

$$m_{an_m} = 33(\delta_{an_m} / \delta_{an_y}) \approx 33(0.0363 / 0.00274) \approx 437, \quad (46)$$

а для периода половины тропического месяца (M_f) объем выборки необходимо довести до числа порядка

$$m_{tr_m/2} = 33(\delta_{tr_m/2} / \delta_{an_y}) \approx 33(0.0732 / 0.00274) \approx 882. \quad (47)$$

То есть необходимо произвести более глубокий статистический анализ с объемом выборки порядка 440–880 генеалогических древ. Выборки с объемом порядка 440 генеалогических древ окажется достаточно для выявления влияния колебаний с периодом аномалистического месяца. В случае обнаружения неполной случайности распределения дат рождений среди генетических родственников относительно этого периода будет однозначно выявлено влияние на людей лунно-солнечных приливов, а значит, и модулирующей все остальные лунные гармоники и имеющей наибольшую амплитуду главной полусуточной лунной волны M_2 с периодом 12 ч 25 мин, так как волна M_m не связана с каким-либо излучением, в отличие от волны S_a (модулированной главной полусуточной солнечной волной S_2 с периодом 12 ч), относительно периода которой имеется неопределенность – влияют ли колебания напряженности гравитационного поля, либо интенсивности солнечного излучения, также подверженного вариациям из-за эллиптичности орбиты Земли.

Выводы и предложения

Методом Монте-Карло доказано существование обнаруженного автором настоящей статьи эффекта высокого числа совпадений дат рождений среди генетических родственников, названного им эффектом Порзьян–Погосян, вызванного влиянием на людей крайненизкочастотных космогеофизических колебаний. Выявлена неполная случайность распределения дат рождений среди генетических родственников относительно двух известных из теории земных приливов длиннопериодных солнечных гармоник – солнечной эллиптической волны (S_a , период – 365.259640 сут) и солнечной деклинационной волны (S_{sa} , период – 182.621095 сут). Для достижения определенности относительно влияния лунных гармоник – лунной эллиптической волны (M_m , период – 27.554551 сут) и лунной деклинационной волны (M_f , период – 13.660791 сут) необходимо довести объем выборки подвергаемых статистическому анализу генеалогических древ до 440–880.

Если будут собраны данные о датах рождений представителей достаточного (порядка 880) количества генеалогических древ, то, учитывая, что совпадения дней рождений среди генетических родственников по заданным периодам являются, с точки зрения математической обработки, удобным маркером для выявления влияния таких периодов на биологические процессы, по описанной методике можно произвести статистический анализ интервалов между днями рождений генетических родственников по периодам во временном диапазоне от 10 сут до превышающего 1 год с шагом 15 мин. Такой анализ, в свою очередь, с высокой точностью может помочь в выявлении новых действующих периодов, поскольку исходные данные разнесены во временном интервале более 100 лет.

Обнаружение влияния на людей длиннопериодных гармоник лунно-солнечных приливов поднимает вопрос и о воздействии на них крайненизкочастотных электромагнитных колебаний, являющихся геофизическими производными от механических приливных волн, посредством модулирующих многосуточные волны полусуточных и суточных гармоник. Поскольку события рождений людей связаны с биоритмическими процессами функционирования репродуктивной гормональной оси человеческого организма, то полученные нами выводы полезны для постановки имеющего фундаментальное значение вопроса о механизме влияния присущих Земле регулярных крайненизкочастотных и низкоуровневых электромагнитных колебаний, имеющих космогеофизическую природу, на секрецию гормонов у людей, в том числе в системе гипоталамус–гипофиз–эпифиз.

Значимость таких исследований существенна для рассмотрения, с точки зрения хронобиологии, процесса зарождения и развития жизни на нашей планете. Обнаружение влияния со стороны естественного спутника нашей планеты – Луны, на живые организмы на Земле может иметь значение при поиске жизни в космосе. Возможно, что для ее зарождения на планетах важно наличие у них спутников.

Исходя из вышеизложенного, возникает прикладной вопрос о необходимости принятия мер по сохранению здоровья космонавтов во время межпланетных полетов при отсутствии электромагнитных колебаний, естественных на поверхности Земли. До настоящего времени нет никаких экспериментальных данных относительно того, насколько нормально может происходить жизнедеятельность живых организмов при длительном удалении от системы Земля–Луна. Для технического обеспечения возможного воссоздания жизненно важных для организмов космонавтов сверхнизких частот электромагнитных колебаний в обитаемом отсеке космического корабля или отдельно для каждого члена экипажа заранее, по возможности, должны быть известны все периоды оказывающих влияние на ритмические процессы в организмах людей естественных для поверхности Земли крайненизкочастотных электромагнитных колебаний.

Благодарности

Автор благодарит всех, кто предоставил ему данные о своих генеалогических древах, на основе которых стал возможен статистический анализ, а также д-ра биол. наук Геворка Арташесовича Геворкяна (Институт биохимии им. Г. Бунятына НАН Республики Армения, г. Ереван) за помощь при подготовке представления результатов проведенного исследования; академика РАН и РАМН Анатолия Ивановича Григорьева (Президиум Российской академии наук, г. Москва) за организацию ознакомления с результатами исследования и обсуждения их в среде заинтересованных российских специалистов; академика РАН Льва Матвеевича Зеленого (Институт космических исследований РАН, г. Москва) за организацию представления результатов исследования российским и иностранным специалистам и большое внимание к автору; канд. физ.-мат. наук Николая Ивановича Колосницына (Институт физики Земли им. О.Ю. Шмидта РАН, г. Москва) за ознакомление с важными литературными источниками; д-ра физ.-мат. наук Григория Михайловича Крученицкого (Центральная аэрологическая обсерватория Росгидромета, г. Долгопрудный) за поддержку инициатив автора; д-ра физ.-мат. наук Геннадия Алексеевича Ососкова (Объединенный институт ядерных исследований, г. Дубна) за исключительно дружеское участие и проверку математической корректности организации статистической обработки материалов; председателя Проблемной комиссии РАМН «Хронобиология и хрономедицина» академика Семена Исааковича Рапопорта за внимание и содействие обсуждению идеи; светлой памяти академика РАН Алексея Нораировича Сисакяна (Объединенный институт ядерных исследований, г. Дубна) за содействие в работе с момента зарождения идеи в 2006 г.; д-ра мед. наук Светлану Ивановну Степанову (Институт медико-биологических проблем РАН, г. Москва) за конструктивные предложения на всех этапах работы.

Литература

- Волкин Д. Е. Справочник по элементарной математике, механике и физике. 12-е изд. Минск: Наука и техника, 1973. 216 с.
- Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособие. М.: Высш. шк., 2001. 480 с.

- Гохберг М.Б., Колосницын Н.И., Лапшин В.М. Электрокинетический эффект в приповерхностных слоях Земли // Физика Земли. 2009. № 8. С. 13–19.
- Дагаев М.М. Сборник задач по астрономии: Учеб. пособие. М.: Просвещение, 1980. 128 с.
- Кононович Э.В., Мороз В.И. Общий курс астрономии: Учеб. пособие. 3-е изд. М.: Эдиториал УРСС, 2009. 544 с.
- Мельхиор П. Земные приливы. М.: Мир, 1968. 483 с.
- Мельхиор П. Физика и динамика планет. Ч. I. М.: Мир, 1975. 576 с.
- Порцевский А.К. Физика Земли: Учеб. пособие. М., 2005. 178 с.
- Хмелевской В.К. и др. Геофизические методы исследований: Учеб. пособие. Петропавловск-Камчатский: Изд-во КГПУ, 2004. 232 с.
- Чиков Б.М. Короткопериодные колебания в геологических процессах литосферы: обзор проблемы // Литосфера. 2005. № 2. С. 3–20.

Сведения об авторе

ПОГОСЯН Гагик Вартанович – младший научный сотрудник, Институт биохимии им. Г. Бунятыана Национальной академии наук Республики Армения. Республика Армения, 0014, г. Ереван, ул. П. Севака, д. 5/1. Тел.: +(374) 10-26-58-85, +(374) 93-89-61-58. E-mail: poghosyan_gagik@yahoo.com

THE DETECTION OF COSMOGEOPHYSICAL PERIODICITY BY STATISTICAL ANALYSIS OF INTERVALS BETWEEN THE DATES OF BIRTH OF THE GENETIC RELATIVES

G.V. Poghosyan

Buniatian Institute of Biochemistry of National Academy of Sciences of the Republic of Armenia,
Yerevan, Republic of Armenia

Abstract. A statistical analysis of time intervals between the dates of birth of the genetic relatives was performed on the basis of 33 family trees. Using the Monte-Carlo technique, we founded a significant difference in distribution of dates of birth with the accidental relative to two solar long-period harmonics, known from the theory of Earth tides: the Solar elliptical wave (S_a) with the period of anomalistic year (365.259640 days), the Solar declination wave (S_{sa}) with the period a half of the tropical year (182.621095 days). Further research requires expansion of the statistical sampling and supposes the introduction of distinctness regarding the lunar long-period harmonics impact: the Lunar elliptic wave (M_m) with the period of anomalistic month (27.554551 days), the Lunar declination wave (M_f) with the period of a half of tropical month (13.660791 days), as well as the influence of important for the Lunar–Solar tides of time intervals with the periods of a half (14.765294 days – the interval between syzygial tides at new moon and full moon) and a full synodic month (29.530588 days). It is known that alternating compression and expansion of the crust layers during the ebb and flow resulted in generation of the long-period electrical oscillations with the periods corresponding to the harmonics of the Earth tides theory by means of the piezoelectric effect. Detection of these harmonics connecting with the biological events will detect the impact of the regular cosmogeophysical oscillations (the tidal waves) on the processes in the biosphere.

Keywords: coincidence of birthdays, Monte-Carlo technique, cosmogeophysical oscillations, harmonics of the theory of Earth tides, solar radiation, the piezoelectric effect, the long-period electrical oscillations.