

Радиоактивный углерод природного фона и естественная смертность людей

А.А. Германская

Резюме

Представлен краткий анализ известных из литературы данных о потенциальной опасности включения радиоактивного углерода в структуру ДНК. Показано, что, факт высокой генетической значимости трансмутационного превращения ^{14}C , включенного в молекулы ДНК, теоретически обоснован и экспериментально доказан. При этом эффект проявляется в том числе и в области малых доз, близких к уровню доз от природного радиационного фона, что позволяет предположить существование зависимости смертности населения от естественных и антропогенных флуктуаций атмосферного ^{14}C .

Предложена методика расчета, параметров возрастной динамики естественной смертности населения. Показано, что в этом случае целесообразно применять, как обычно, формулу Гомперца, но с использованием данных общей смертности людей только в возрасте от 60 до 85 лет. Определены коэффициенты, учитывающие систематическую и случайную погрешности значений параметров уравнения Гомперца R и α , возникающие в результате явления гибели людей от случайных причин.

Сопоставление исторической динамики естественной смертности людей за последние 150 лет с вариациями естественного фона радиоактивного углерода того же периода показало, что эти явления происходят согласованно. Обнаруженная корреляция и сила ее связи указывает на возможность функциональной зависимости между параметрами этих процессов. Эта связь такова, что повышение концентрации ^{14}C в организме человека в результате увеличения содержания радиоуглерода в составе

окружающей его биосферы приводит к увеличению естественной смертности. И, наоборот, при снижении количества ^{14}C в организме – происходит увеличение продолжительности жизни человека.

Введение

В естественных условиях радиоуглерод образуется преимущественно при взаимодействии вторичных нейтронов космического излучения с ядрами азота в верхних слоях атмосферы по реакции $^{14}\text{N} \rightarrow (\text{n}, \text{p}) \rightarrow ^{14}\text{C}$. Участвуя в обменных процессах вместе со стабильным углеродом, ^{14}C проникает во все органы, ткани и молекулярные структуры живых организмов.

Воздействие радиоуглерода на генетически значимые структуры биологических объектов связано с действием бета-частиц и ядер отдачи азота, возникающих в результате распада по схеме $^{14}\text{C} \rightarrow ^{14}\text{N}$. Но самое главное, повреждающее действие связано с изменением химического состава молекул за счет превращения атома углерода в атом азота. Подобные превращения в генетических структурах клетки принято называть трансмутациями, а вызванные ими генетические эффекты – трансмутационными. Первая информация [1] о возможном мутагенном действии инкорпорированного ^{14}C была представлена Паулингом. По его оценке, это явление вызывает около 10 % всех генетических и соматических повреждений в организме. Одновременно о потенциальной опасности для человечества, которая связан с повышением концентрации радиоуглерода в биосфере, предупредил А.Д.Сахаров [2]. Огромный вклад в экспериментальную оценку значимости присутствия радиоуглерода в живых организмах внес А.М.Кузин [3,4]. Исчерпывающий анализ и обобщение материалов за период до 1975 года, содержащих информацию по этой проблеме, представлены в книге В.П.Рублевского с соавторами [5].

Последние публикации в этой области связаны с работами И.Я.Василенко и В.А.Осипова [6, 7].

Из анализа перечисленных работ следует, что факт высокой генетической значимости трансмутационного превращения ^{14}C , включенного в молекулы ДНК, теоретически обоснован и экспериментально доказан. При этом эффект проявляется в том числе и в области малых доз, близких к уровню доз от естественного радиационного фона. При росте содержания инкорпорированного радиоуглерода в организме выше естественного уровня очевидна тенденция – увеличение количества ^{14}C приводит к усилению биологических эффектов, связанных с трансмутациями в процессе метаболизма, например, растений [4, 8], дрозофил [3], а так же и к снижению продолжительности жизни крыс [7].

Сведений о специальных экспериментах, связанных с изучением метаболизма живых организмов при пониженных относительно естественного уровня концентрациях ^{14}C в литературе не обнаружено. В то же время, произвольно такой «эксперимент» человеком уже поставлен, причем в планетарном масштабе. Связано это с антропогенным воздействием на атмосферу и, прежде всего, с выбросами углекислого газа, образующегося от сжигания ископаемого топлива, не содержащего ^{14}C . В результате разбавления атмосферы «мертвым» углеродом- ^{12}C концентрация ^{14}C в биосфере за время с 1833 по 1950 год снизилась примерно на 2,5%. Для ретроспективного изучения смертности населения этот период, завершившийся в 1950 году, является уникальным, т.к.. процесс снижения концентрации ^{14}C происходил плавно, в течение жизни нескольких поколений людей. Подробно с исторической динамикой радиоактивного углерода в атмосфере Земли можно ознакомиться, например, в публикации В.Левченко [9].

В свою очередь, проследить историческую динамику смертности в некоторых странах Западной Европы возможно начиная с середины 19-го века. Для этого есть необходимая демографическая статистика, по крайней мере, для пяти – шести стран. Число таких государств, в которых велся необходимого объема и качества учет смертности людей, к началу 20-го века стало больше десяти, а к середине этого века стало исчисляться десятками. Однако проблема заключается в том, что показатели смертности населения зависят, как от естественной гибели людей в результате естественного старения (это, собственно, нас и интересует), так и от причин, имеющих случайный характер. В то же время, в литературе отсутствуют надежные методики, позволяющие разделить эти компоненты в отсутствии определенной статистики смертности от случайных причин, которой, как правило, нет в демографических ежегодниках ранних периодов. Практика применения известного [10] способа определения естественной составляющей из уравнения Гомперца-Мейкема [11] не может быть использована при подобных исследованиях, т.к. в этом случае необоснованно допускается независимость величины случайной компоненты смертности от возраста в интервале от 20 до 80 лет.

Методика и исходные данные

При ретроспективном исследовании очень важно при разработке методики ориентироваться на необходимость использования в анализе таких данных о смертности населения, которые имеются в статистических ежегодниках самого раннего периода. В большинстве национальных и в международных ежегодниках они именуются как “коэффициенты смертности (death rates)”. Вычисляют их как отношение чисел умерших в данной возрастной группе в течение календарного года к среднегодовой численности этой группы населения по текущей оценке. Указанные коэффициенты соответствуют средней вероятности смерти в течение года – q_0 в каждой возрастной группе от всех причин на

данный исторический момент и далее по тексту будет именоваться как “общая смертность”. Все причины подразделяют на случайные и на причины естественной гибели людей, обусловленные болезнями.

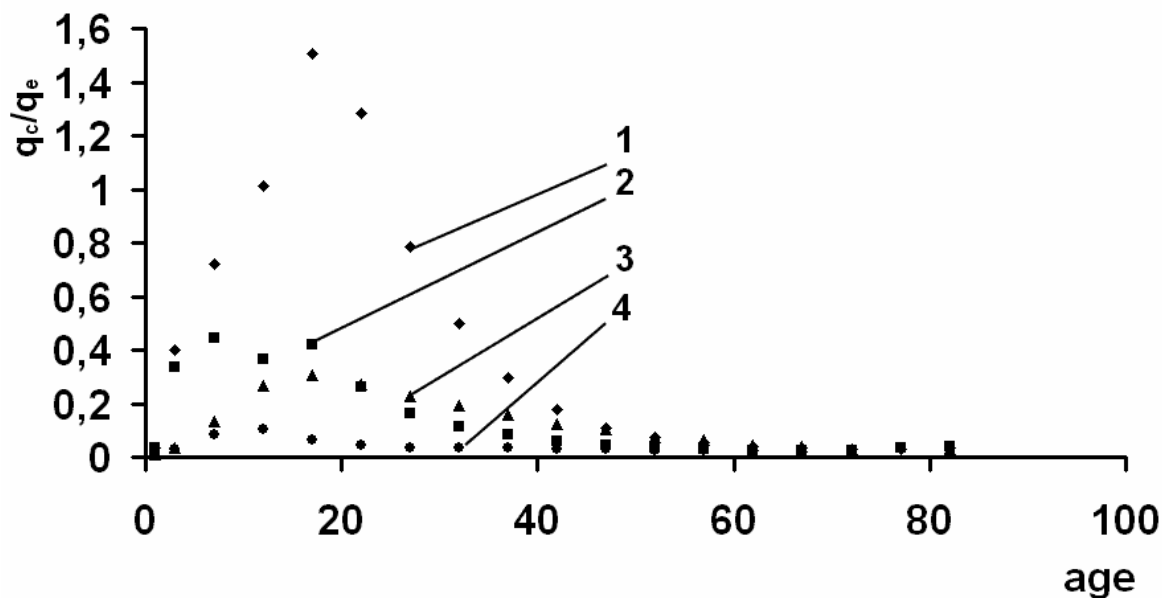
Для того, что бы оценить соотношение случайной (q_c) и естественной (q_e) составляющих общей смертности были изучены соответствующие статистические данные сводных таблиц Ежегодников [12, 13] для населения произвольно выбранной 21 страны периода с 1950 по 1974 год. В официальных справочных таблицах случайная компонента смертности - q_c или случайная смертность вычисляется за один год как частное от деления числа умерших от отравлений, несчастных случаев, самоубийств и травм на среднегодовую численность наличного населения для определенной возрастной группы (эпидемиологическая составляющая сюда не входит). Рассчитывая q_e как $(q_o - q_c)$, установлено, что во всех странах, как это показано на примере США и Мексики на рис.1, возрастная зависимость отношения случайной составляющей к естественной смертности носит выраженный экстремальный характер. Видно, что для двадцатипятилетних случайная смертность может превышать естественную составляющую в 1,5 раза, но при этом, для возрастных групп старше 60 лет она составляет не более 5% от q_e . Это дает основание утверждать, что для возрастных групп старше 60 лет можно считать $q_e \sim q_o$.

Аппроксимация возрастных зависимостей q_e и q_o населения от 60 до 85 лет двухпараметрической экспонентой показала высокую достоверность. В среднем, как для мужского, так и для женского населения 21 страны величина достоверности аппроксимации по квадрату коэффициента Пирсона - r^2 оказалась более 0,99 при 5-ти точках в зависимости. Это говорит о том, что известная закономерность Гомперца [14] в виде

$$q_e = R_e \times \exp(\alpha_e \times (t_n + 0,5 \times \Delta t)), \quad (1)$$

где R_e , α_e – эмпирические коэффициенты; Δt – возрастной интервал группы населения; t_n – начало возрастного интервала, удовлетворительно описывает динамику смертности, связанную со старением, в возрастном интервале от 60 до 85 лет. Следует отметить, что, несмотря на предлагаемое сужение возрастного интервала используемых в исследовании данных, их статистическая значимость остается высокой, т.к. до 70% случаев естественная смерть человека наступает в период от 60 до 85 лет.

Возрастная динамика отношения случайной (q_c) к естественной (q_e) составляющей смертности населения США и Мексики.



1 и 2 – мужское и женское население США; 3 и 4 - мужское и женское население Мексики.

Рис.1

Очевидно, что при дальнейшем анализе статистики смертности населения основная погрешность определения параметров R_e и α_e формулы (1) будет так же связана с допущением, что в возрасте t от 60 до 85 лет $q_e \sim q_o$. Величина возникающей погрешности определена следующим образом. В начале были получены параметры общей – $R_{o(m)}$, $\alpha_{o(m)}$ и естественной смертности – $R_{e(m)}$, $\alpha_{e(m)}$ для мужской части населения и $R_{o(j)}$, $\alpha_{o(j)}$, $R_{e(j)}$, $\alpha_{e(j)}$ для женской. Здесь, как и в дальнейшем, метод определения заключается в аппроксимации уравнением (1) возрастных зависимостей $q_{o(m)} = F_1(t)$, $q_{e(m)} = F_2(t)$, $q_{o(j)} = F_3(t)$, $q_{e(j)} = F_4(t)$, полученных на базе данных [12,13] статистики смертности в возрасте от 60 до 85 лет, где $q_e = (q_o - q_c)$. В результате обработки 42-х пар таких кривых для мужского и такого же количества для женского населения 21 страны периода с 1950 по 1974 год был получен массив данных относительных отклонений в виде $(R_o - R_e)/R_o$ и $(\alpha_o - \alpha_e)/\alpha_o$. Статистический анализ после проверки нормальности распределения полученных результатов от средних значений по так называемому критерию согласия позволил рассчитать величины случайных и систематических ошибок. В итоге, определять параметры R_e и α_e , отражающие естественную смертность населения, можно по следующим формулам с указанными в них погрешностями:

$$R_{e(m)} = (1 - 0,066) \times R_{o(m)} \pm 0,083 \times R_{o(m)}, \quad (2)$$

$$\alpha_{e(m)} = (1 + 0,011) \times \alpha_{o(m)} \pm 0,015 \times \alpha_{o(m)}, \quad (3)$$

$$R_{e(j)} = (1 + 0,015) \times R_{o(j)} \pm 0,070 \times R_{o(j)}, \quad (4)$$

$$\alpha_{e(j)} = (1 - 0,0005) \times \alpha_{o(j)} \pm 0,0103 \times \alpha_{o(j)}, \quad (5)$$

где $(1 - 0,066)$; $(1 + 0,011)$; $(1 + 0,015)$; $(1 - 0,0005)$ – коэффициенты, учитывающие смещение средних значений; $0,083$; $0,015$; $0,070$; $0,0103$ – коэффициенты, учитывающие ширину доверительного интервала при доверительной вероятности, равной 0,95.

Кроме этого, анализ полученных в ходе разработки методики данных выявил следующую закономерность. Перечень входящих в них государств содержит страны, отличающиеся не только по уровню развития и географическому положению. Это государства разных политических систем, национальной, расовой принадлежности населения и его менталитета. Таким образом, опосредовано все разнообразие известных факторов, определяющих абсолютные величины как случайной, так и естественной компонент смертности. Закономерность же заключается в том, что, несмотря на это, величина ошибки лишь в отдельных случаях выходит за 10%-ый барьер. Более того, величина погрешности носит случайный характер и не возрастает при определении параметров естественной смертности населения менее развитых стран. Например, по параметру $R_{e(m)}$ в Японии 1970/74 года ошибка составляет 14%, а в Уругвае того же периода только 8%. Такая индифферентность величин ошибок к социальным факторам позволяет распространить область применения методики изучения естественной смертности практически на все другие государства, как более ранних, так и более поздних исторических сроков их существования. Решив, таким образом, ряд методических задач, связанных с определением естественной составляющей смертности, была изучена ее историческая динамика за последние 100-150 лет

При изучении динамики естественной смертности населения в расчетах использованы статистические данные общей смертности в следующих возрастных группах: от 60 до 64, 65-69, 70-74, 75-80 лет для населения Норвегии (с 1871 по 1995 г.) [15] и Швеции (с 1751 по 1996 г.) [16, 17]; 60-64, 65-69, 70-74, 75-79, 80-84 лет для населения Австралии (с 1905 по 1975 г.) [18], Дании (с 1926 по 1999 г.) [19], Германии – ФРГ (с 1871 по 2000 г.) [20,21], Швейцарии (с 1876 по 1950 г.) [22] и Бельгии (с 1846 по

1991 г.) [23], Франции (с 1950 по 1980 г.) [13]; 55-64, 65-74, 75-84 лет в случае населения Великобритании (с 1871 по 1998 г.) [24], США (с 1901 по 1998 г.) [25, 26] и Франции (с 1770 по 1950 г.) [27]. Статистику смертности в период с 1960 по 1964 год в отдельных случаях уточняли и при необходимости дополняли по данным, опубликованным в Ежегодниках ООН.

Историческая динамика естественной смертности населения сопоставлялась с вариациями концентрации радиоуглерода за последние два столетия, показанными в работе [9].

Результаты

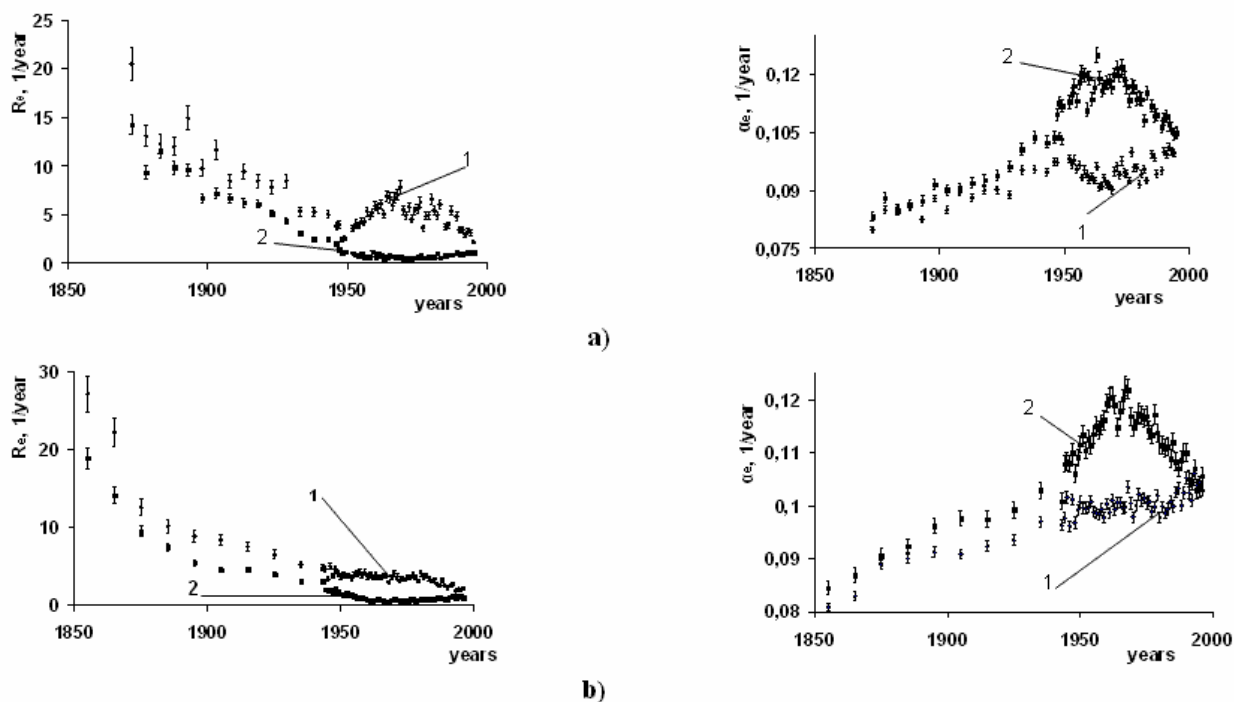
Типичный исторический дрейф параметров R_e и α_e возрастной зависимости естественной смертности показан на примере Норвегии и Швеции на рис.2.

В поведении кривых на исторической шкале можно выделить три типа флуктуаций: долговременный длительностью более 20 лет, промежуточный – от 2 до 20 лет и кратковременный – 1 год. Видно, что долговременные флуктуации параметров естественной смертности в перечисленных странах имеют общий характер: везде отчетливо выделяются три исторических периода.

В первый, более чем столетний период, длившийся с середины 19-го века до начала 1950-ых годов, для мужского и женского населения происходило снижение параметра R_e и увеличение α_e . Во всех странах в первый период такая динамика отражала тенденцию снижения естественной смертности людей. Это отчетливо видно на примере 50-летнего населения в Норвегии и Швеции, показанного на рис.3.

Радикально отличается второй период - с середины 1950-х по 1970-е годы. Здесь динамика параметров естественной смертности мужского населения изменяется. Параметр

Историческая динамика параметров R_e и α_e возрастной зависимости естественной смертности населения.



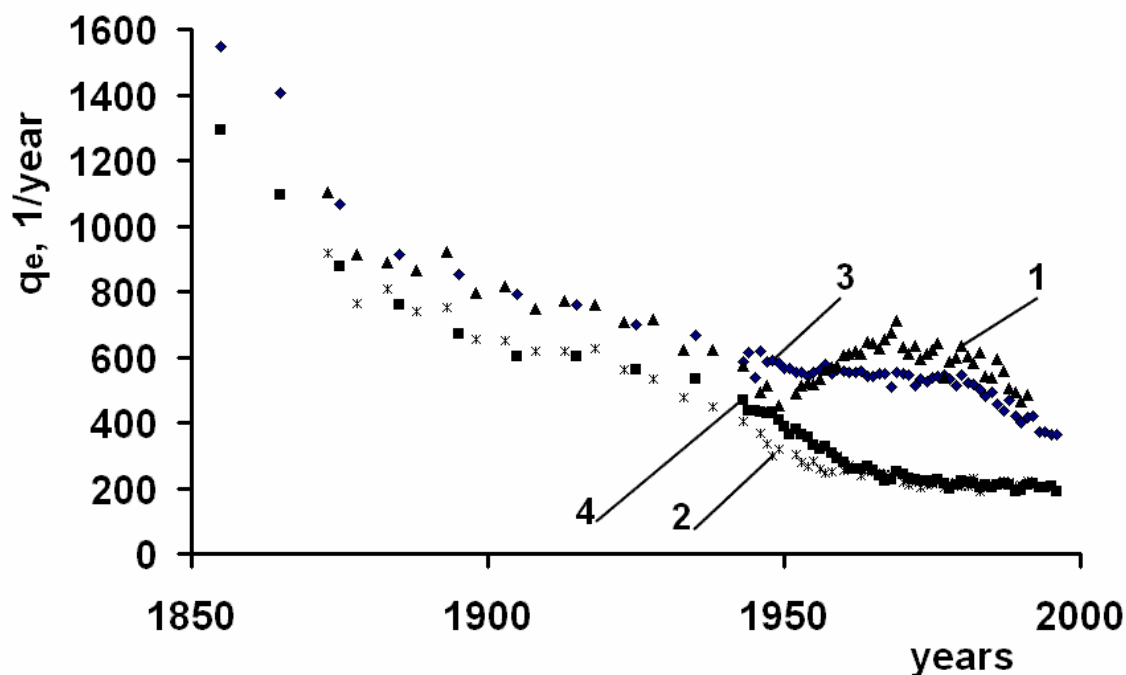
a) – Норвегия; b) – Швеция;

На графиках: линии 1 – мужское население; линии 2 – женское население.

Рис.2

$R_{e(m)}$ резко возрастает, одновременно снижается $\alpha_{e(m)}$. Такое изменение параметров отражает увеличение смертности мужского населения в этот период. При этом темп снижения смертности женского населения плавно уменьшается.

Историческая динамика естественной смертности населения Норвегии и Швеции в возрасте 50-ти лет



1, 2 – мужское и женское население Норвегии; 3, 4 - мужское и женское население Швеции.

Рис.3

В третий период происходит инверсия тенденций: наблюдается рост $\alpha_{e(m)}$ и снижение $\alpha_{e(j)}$, а так же - снижение $R_{e(m)}$ и рост $R_{e(j)}$, что говорит об уменьшении смертности среди мужчин и незначительном ее увеличении среди женщин.

Сопоставление этих данных с периодами вариаций радиоуглерода говорит о существовании между ними определенной согласованности. Концентрация ^{14}C в тропосфере до 1950 года плавно снижалась, затем произошел всплеск в $1,6 \div 2$ раза с максимумом в 1963-1965 году, связанный с ядерными испытаниями в атмосфере. В связи с обнаруженной согласованностью, для периода до 1950 года проведена численная оценка

силы связи между параметрами смертности населения с одной стороны, а с другой – величиной концентрации ^{14}C в тропосфере. Оценка существенности уравнений

$$R_e = E \times \exp(\beta \times C) \quad (6)$$

и

$$\alpha_e = \exp(g - \gamma \times C) \quad (7)$$

проведена с помощью сравнения факторного ($F_{\text{факт}}$) и табличного ($F_{\text{табл}}$) при 5% уровне значимости ($p < 0,05$) F-критерия Фишера по условию, что, если $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$, то нулевая гипотеза об отсутствии связи признаков отклоняется. В 37 из 40 рассмотренных случаев доказано (раздельно для мужского и женского населения), что существует корреляционная связь между параметрами естественной смертности и концентрацией ^{14}C по формулам (6) и (7). Из этого следует, что в период до 1950 года формально естественная смертность может быть выражена как функция двух переменных: t – продолжительности жизни и C – концентрации радиоуглерода в атмосфере по уравнению

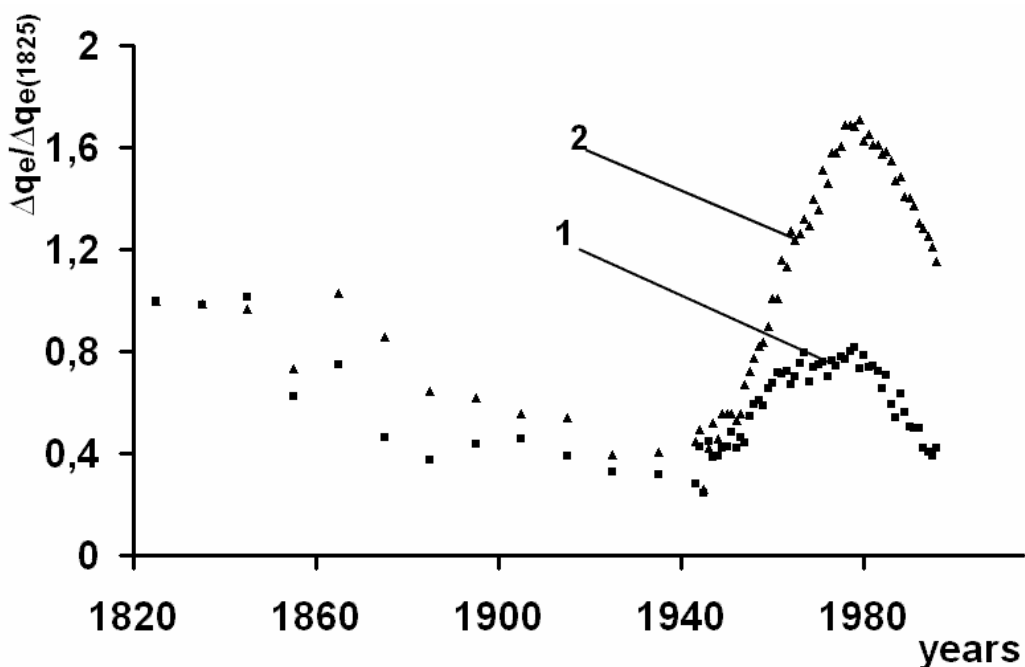
$$q_e = E \times \exp(\beta \times C) \times \exp[(g - \gamma \times C) \times t] \quad (8),$$

где E , β , g , γ – эмпирические параметры уравнения.

В пользу того, что эта связь носит функциональный, а не формальный характер, указывают результаты обработки статистических данных смертности людей в период после 1950 года, когда произошел всплеск концентрации ^{14}C . Из рисунков 2 и 3 видно, что практически синхронно с изменениями ^{14}C варьируют параметры $R_{e(m)}$ и $\alpha_{e(m)}$, а так же и сама смертность среди мужчин. Реакция женского населения на резкий подъем уровня содержания ^{14}C в биосфере оказалась замедленной и более сглаженной. Таким образом, наиболее выраженной в период после 1950 года оказалась динамика разности между коэффициентами смертности среди мужского и женского населения $\Delta q_e = q_{e(m)} - q_{e(j)}$. Если

значение разности между этими коэффициентами для каждого исторического момента отнести к значению на начало изучаемого периода, то динамика этой величины будет иметь такой же, как и концентрация в атмосфере ^{14}C , ярко выраженный экстремальный характер с максимумом в области с 1963 по 1975-й год. Типичный вид такой динамики на примере Швеции иллюстрирует рис.4. Аналогичная картина прослеживается и для других стран Западной Европы, а так же Австралии и США.

Историческая динамика относительной разности между естественной смертностью мужского и женского населения Швеции.



1 – в возрасте 50 лет; 2 – в возрасте 70 лет.

Рис.4

Выводы по работе

Сравнение исторической динамики естественной смертности людей за последние 150 лет с вариациями естественного фона радиоактивного углерода того же периода показало, что эти явления происходят согласованно. Обнаруженная корреляция указывает на возможность функциональной зависимости между параметрами этих процессов. Эта связь такова, что повышение концентрации ^{14}C в организме человека в результате увеличения содержания радиоуглерода в окружающей его биосфере приводит к увеличению естественной смертности. И, наоборот, при снижении количества ^{14}C в организме – происходит увеличение продолжительности жизни человека.

Литература

1. Pauling L. Genetic and somatic effects of carbon-14. Science 1958; 128: 1183-1186.
2. Сахаров А. Д. Радиоактивный углерод ядерных взрывов и непороговые биологические эффекты. Атомная энергия 1958; т. 4; № 6: 576-580.
3. Кузин А.М., Глембоцкий Я.М. Лапкин Ю.А. Календо Г.С., Брегадзе Ю.И. Мамуль Я.В., Мяснянкина Е.Н. О мутационной эффективности инкорпорированного углерода-14. Радиобиология 1964; т.4; № 6: 804-809.
4. Кузин А.М., Исаев Б.М., Хвостова В.В., Токарская В.И., Брегадзе Ю.И. Эффективность биологического действия ^{14}C при его включении в живые структуры. В кн.: Радиационная генетика. М., Изд. АН СССР, 1961, с.267-273.
- 5 Рублевский В.П., Голенецкий С.П., Кирдин Г.С. Радиоактивный углерод в биосфере. М.: Атомиздат, 1972.
6. Василенко И.Я., Осипов В.А., Рублевский В.П. Радиоактивный углерод. Природа 1992; 12: 59-65.
7. Василенко И.Я., Осипов В.А. Кинетика обмена и биологическое действие радиоактивного углерода. М.: Медицина , 2002.
8. McQuade H.A., Friedkin M., Atchison A.A. Radiation effects of thymidine-2- ^{14}C . Exptl Cell. Res.1956; 11: 249-264.
9. Левченко В. Радиоуглерод и абсолютная хронология: записки на тему.
<http://hbar.phys.msu.ru/gorm/dating/wally-1.htm>.
10. Гаврилов Л.А. Гаврилова Н.С. Биология продолжительности жизни. М.: Наука, 1991.
11. Makeham W.M. J. Inst. Actuaries 1860; 8: 301-310.
12. Ежегодник мировой санитарной статистики 1978 год. Т.1. ВОЗ, Женева–М., 1981.

13. Ежегодник мировой санитарной статистики 1983 год. ВОЗ, Женева–М., 1985.
14. Gompertz B. On the nature of the function expressive of the law of human mortality and on a new mode of determining life contingencies. Philos. Trans. Roy. London. A. 1825; 115: 513-585
15. Statistical yearbook of Norway 1980. № 99. Oslo, 1980.
16. Statistikal abstract of Sweden 1914. № 1. Stockholm, 1914.
17. Historisk statistik for Sverige. Del.1. Befolkning. Stockholm, 1969.
18. Official year book of the Commonwealth of Australia 1924. № 77. Melbourne, 1924.
19. Statistical yearbook. Danmarks statistik 1954. № 59. Kobenhavn, 1954.
20. Statistisches Jahrbuch fur das Deutsche Reich 1915. № 36. Berlin, 1915.
21. Statistisches Jahrbuch fur die Bundesrepublik Deutschland 1955. Stuttgart, 1955.
22. Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1967. № 75. Bern, 1967.
23. Annuaire statistique de la Belgique 1879. № 10. Bruxelles, 1880.
24. Annual abstract of statistics 1968. № 105. London, 1968.
25. Statistical abstract of the United States 1959. № 80. Washington, 1959.
26. Historical statistics of the United States. Colonial time to 1957. A statistical abstract supplement. Washington, 1960.
27. Annuaire statistique de la France 1959. Nouvelle serie № 8. Paris, 1961.