

Иванюк Александр Максимович, Данилов Владимир Васильевич

ТИПЫ ДЕМОГРАФИИ, ИХ ОТЛИЧИЯ И СЛЕДСТВИЯ ИЗ НИХ

В статье путем анализа демографических таблиц по России за период с 1774 по 1996 гг. и содержащихся в них эндогенных и экзогенных демографических функций получено подтверждение справедливости выведенного авторами ранее уравнения смертности. Исследование демографических функций показало существование четырёх типов демографии и фундаментальную роль параметра экзогенности, известного как "функция Мейкема", в механизме естественного отбора.

Адрес статьи: www.gramota.net/materials/1/2014/2/17.html

Статья опубликована в авторской редакции и отражает точку зрения автора(ов) по рассматриваемому вопросу.

Источник

Альманах современной науки и образования

Тамбов: Грамота, 2014. № 2 (81). С. 63-70. ISSN 1993-5552.

Адрес журнала: www.gramota.net/editions/1.html

Содержание данного номера журнала: www.gramota.net/materials/1/2014/2/

© Издательство "Грамота"

Информация о возможности публикации статей в журнале размещена на Интернет сайте издательства: www.gramota.net

Вопросы, связанные с публикациями научных материалов, редакция просит направлять на адрес: almanac@gramota.net

8. ОГАЧО. Ф. Р-1589. Оп. 1.
9. Пермский государственный архив новейшей истории (ПГАНИ). Ф. 105. Оп. 354.
10. ПГАНИ. Ф. 8187. Оп. 1.
11. Центральный государственный архив общественных объединений Республики Башкортостан (ЦГАООРБ). Ф. 122. Оп. 77.
12. ЦГАООРБ. Ф. 10295. Оп. 1.
13. Центральный государственный архив Удмуртской Республики. Ф. Р-1105. Оп. 2.

MUSIC FESTIVALS AND HOLIDAYS ROLE IN MUSICAL ART DEVELOPMENT AND AESTHETIC EDUCATION OF URAL POPULATION IN THE 1960S – 1980S

Zael'skaya Svetlana Aleksandrovna, Ph. D. in History, Associate Professor
Orenburg State Pedagogical University
sv_a_z@mail.ru

The article investigates music festivals and holidays influence on the process of musical art development. The role of philharmonic societies, choral societies and other creative organizations in the musical-aesthetic education of Ural population is defined. The forms and methods of professional musical collectives' work on aesthetic knowledge dissemination among the rural population of the region are studied.

Key words and phrases: music festivals and holidays; aesthetic education; musical art; musical collectives' repertoire; Ural composers; philharmonic society; choral society.

УДК 577.21

Биологические науки

В статье путем анализа демографических таблиц по России за период с 1774 по 1996 гг. и содержащихся в них эндогенных и экзогенных демографических функций получено подтверждение справедливости выведенного авторами ранее уравнения смертности. Исследование демографических функций показало существование четырёх типов демографии и фундаментальную роль параметра экзогенности, известного как «функция Мейкема», в механизме естественного отбора.

Ключевые слова и фразы: распределение Гомперца; функция Мейкема; демографические функции; параметр ассерторики; типы демографии; естественный отбор.

Иванюк Александр Максимович

Данилов Владимир Васильевич, д. ф.-м. н.

Петербургский государственный университет путей сообщения

vdanilov@hotmail.ru

ТИПЫ ДЕМОГРАФИИ, ИХ ОТЛИЧИЯ И СЛЕДСТВИЯ ИЗ НИХ[©]

1. Введение

Демография как наука возникла и формировалась в русле экономических наук и, прежде всего, была призвана давать ответы на сугубо утилитарные вопросы, связанные с налогообложением населения. Однако благодаря вниманию к демографии видных учёных (таких как Эйлер, Лаплас, Галлей, Гюйгенс, Гаусс) довольно быстро были развиты методы составления демографических таблиц, позволявших решать практические задачи не только в экономике (страхование жизни), но и в биологии. Однако то, что демография может быть источником данных для биологов – побочный результат, совершенно неинтересный экономистам. Отсюда органичная ущербность демографической статистики. Чтобы эмпирические таблицы приобрели конструктивный потенциал прогностической математической модели необходимо было решить очень важную задачу: найти математическую аппроксимацию эмпирических таблиц. Первый шаг в решении этой важной задачи был сделан в 1825 году актуарием Б. Гомперцем. На протяжении длительного времени результат Гомперца оставался наилучшим в силу грамотного методологического подхода. Гомперц искал не аналитическую аппроксимацию кривой смертности (как все его последователи), а уравнение, решением которого была бы кривая смертности. Однако отсутствие адекватного математического инструментария на то время (теории дифференциальных уравнений) не позволило Гомперцу решить задачу до конца. Поэтому проблема нахождения аналитической аппроксимации кривой смертности продолжала существовать. Её решение имеет не только академический интерес. Оно должно помочь разобраться в фундаментальных причинах тяжелого демографического кризиса, охватившего большинство развитых стран мира, в том числе и Россию.

В работе [5], следуя методологии Гомперца, авторами было выведено уравнение смертности:

$$\begin{cases} \frac{d\mu_6(t)}{dt} = \mu_6(t) \left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t} \right), \\ \mu_6(t_0) = \mu_6^0 \end{cases} \quad (1)$$

где μ_6^0 – средняя (по популяции) интенсивность смертности в момент рождения; t_0 – среднее (по популяции) время родов; τ – средний (по популяции) период полового созревания, которому авторы дали название «рейтинг иммунитета». Решением этого уравнения является аналитическая функция $\mu_6(t)$, имеющая вид:

$$\mu_6(t) = R \exp\left(\frac{t-t_0}{\tau}\right) / \left(\frac{t}{\tau}\right), \quad (2)$$

где $R \equiv \mu_6^0 t_0 / \tau$.

Распределение (2) отличается от классического распределения Гомперца

$$\mu_6(t) = R \exp\left(\frac{t}{\tau}\right), \quad (3)$$

являющегося решением уравнения

$$d\mu_6(t)/dt = \mu_6(t)/\tau, \quad (4)$$

значительно лучшей аппроксимацией кривой смертности, причём действующей на всём возрастном интервале, включая диапазон от t_0 до 20 лет, на который распределение Гомперца не распространяется. Другим принципиальным отличием полученного решения является наличие множителя $1/(t/\tau)$, описывающего процесс «vitaukta» (самовосстановления [13]), а также расшифровка смыслового содержания параметра R , ранее являвшегося лишь эмпирическим коэффициентом в модели Гомперца. На основе уравнения (1) авторами была построена модель смертности, которая в дальнейшем будет именоваться полной моделью смертности – ПМС.

Помимо экспериментальных массивов данных по возрастным коэффициентам смертности (т.е. функции $\mu(t)$) существуют еще и другие экспериментальные данные, описывающие такие важные демографические функции как числа доживающих $l(t)$, числа умирающих $d(t)$, фундаментальная функция Мейкема $A(t)$, функция риска $\rho(t)$, введенная в работе [5], и другие функции. Все эти функции являются источниками сведений, необходимых для дальнейшего развития ПМС. Настоящая работа содержит исследование указанных демографических функций на базе уравнения (1). Особо отметим, что впервые в работе использованы полные (т.е. с годичным интервалом) таблицы смертности для России (и РСФСР) за 1874-1883 гг., 1896-1897 гг., 1907-1910 гг., 1926-1927 гг., 1958-1959 гг., 1984-1985 гг., [7; 11], содержащие все демографические функции, кроме функции Мейкема, а также краткие (т.е. с пятилетним интервалом) таблицы за 1987, 1988, 1990, 1996 гг. [8-10], содержащие только возрастные коэффициенты смертности с функцией Мейкема за 1887, 1988 гг., т.е. фактически за два столетия, т.к. таблицы 1874 г. содержат сведения о лицах с 1774 г. рождения.

2. Неслучайный характер случайных причин

На составляющую смертности от случайных причин (отравления, несчастные случаи, травмы – в современной классификации – класс XVII (E800-E999) по МКБ-9 [8]) указал еще сам Б. Гомперц в 1825 году, но считал возможным ее не учитывать. В 1860 году другой актуарий, Уильям Мейкем, пришел к выводу о необходимости учета этой составляющей при страховании жизни [3], в силу чего она получила его имя. В то же время функция Мейкема до сих пор относится к наименее изученным параметрам демографии, так, в нашей стране таблицы функции Мейкема были впервые опубликованы лишь в 1989 году (и с тех пор снова не публикуются). Однако исследования авторов показывают, что пренебрежение этой функцией совершенно недопустимо, т.к. ее вклад в общую смертность временами достигает 80% (даже в мирное время).

Представление функции Мейкема $A(t)$

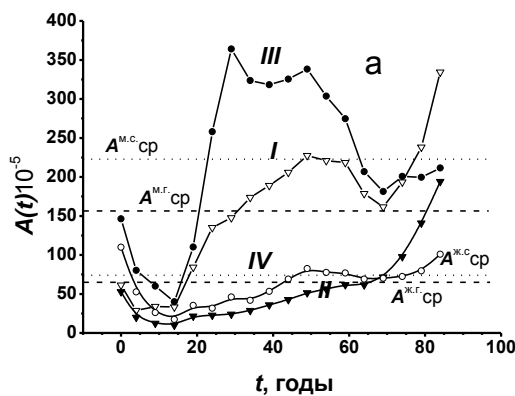


Рис. 1а. График функции Мейкема $A(t)$. РСФСР (1987 г.), городское население: I – мужчины, II – женщины; сельское население: III – мужчины, IV – женщины; на рисунке пунктирными линиями показаны средние по популяции значения коэффициентов $A(t)$ для мужчин и женщин

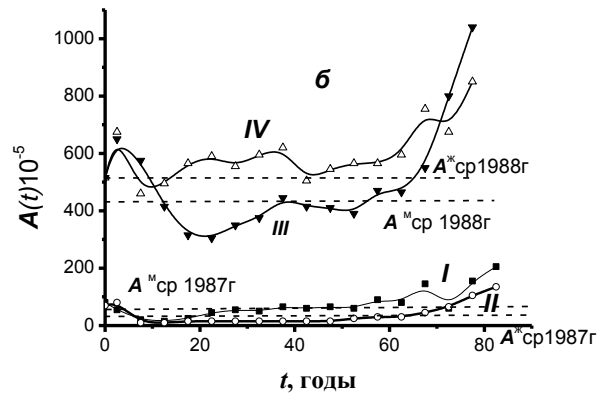


Рис. 1б. График функции Мейкема. Армянская ССР, 1987 г.: I – мужчины, II – женщины; 1988 г.: III – мужчины, IV – женщины. На рисунке пунктирными линиями показаны средние по популяции значения коэффициентов $A(t)$ для мужчин и женщин

Отметим ряд бросающихся в глаза закономерностей. Изучая графики $A(t)$ (Рис. 1а, б), можно заметить, что для сельского населения значения $A(t)$ больше, чем для городского. Здесь объяснение за социологами. У мужчин значения $A(t)$ больше, чем у женщин, на что впервые обратил внимание еще основатель демографии Дж. Граунт, объясняя это различие тем, что «...мужчины гибнут на войне, на море и от руки правосудия» [6, с. 200]. А вот землетрясение 1988 г. в Армении (Рис. 1б по таблице $A(t)$ из [9]) существенно меняет картину. Здесь $A(t)$ в городе больше, чем на селе (вероятность гибели под развалинами в городе существенно выше), сами величины $A(t)$ более чем на порядок выше, чем до землетрясения, и, наконец, $A(t)$ для мужчин меньше, чем для женщин, что может говорить о том, что в одинаковых экстремальных условиях выживаемость мужчин выше, чем женщин.

По смыслу, функция $A(t)$ как случайная не должна иметь гладкую зависимость от возраста. Именно так функция Мейкема понималась и рассматривалась во всех предыдущих исследованиях. Однако вид реальных графиков $A(t)$, построенных авторами по таблицам из [Там же], противоречит этому простому тезису. Данные графики как бы представляют собой суперпозицию U -образной кривой и локальных групповых выбросов. Случайность проявляется лишь в хаотичности изменения графиков от года к году (1987- 1988). Общий же вид $A(t)$ в целом повторяет U -образную кривую смертности, по крайней мере, у женщин, имея различные локальные экстремумы. Причем характер $A(t)$ одинаков для всех 192-х таблиц из [Там же]. Тенденция к U -образности на всех 192-х таблицах не может быть случайной флуктуацией, а является закономерностью, требующей объяснения. Такое объяснение дает теория надежности: надежность организма в момент рождения минимальна, с возрастом она растет и достигает максимума в возрасте τ , затем плавно падает, достигая минимума в момент смерти. Динамический диапазон адаптации организма к внешним воздействиям прямо коррелирует с его надежностью: «точечный» в момент рождения (и смерти) и максимальный в возрасте τ .

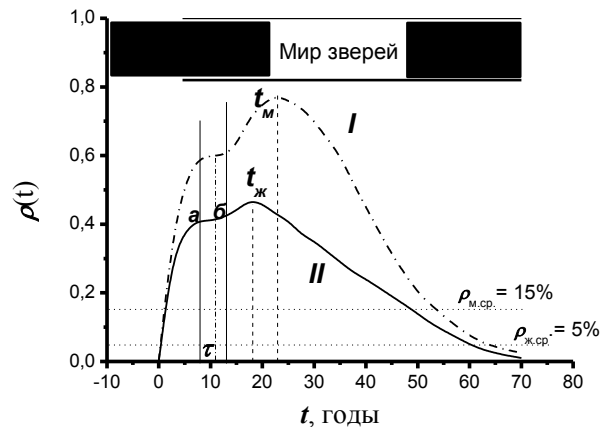


Рис. 2. График функции ассерторического риска $\rho(t)$. РСФСР, 1987 г.: I – мужчины, II – женщины; t_m и $t_{ж}$ – возраст, при котором ассерторика максимальна; «а-б» – границы плато (см. текст); пунктирными линиями показаны средние по популяции значения коэффициентов ассерторики для мужчин и женщин; τ – средний (по популяции) период полового созревания

В условиях оказания эффективной медицинской помощи непосредственная угроза жизни при несчастном случае может быть отведена, тем не менее, сохраняется вероятность смерти из-за его последствий. Эта вероятность тем больше, чем уже динамический диапазон адаптации организма. В этом случае $A(t)$ характеризует возрастную сопротивляемость организма к последствиям травм (Рис. 1а, б) и грубо повторяет U -образную кривую смертности. Наконец, отметим, что на всех графиках $A(t)$ есть абсолютный минимум в районе возраста τ (т.е. производная от функции Мейкема здесь равна нулю), что будет использовано авторами в дальнейшем.

Еще более отчетливо влияние функции Мейкема на общий уровень смертности проявляется опосредованно, через функцию ассерторического риска (ассерторики). Функция ассерторики $\rho(t)=A(t)/\mu(t)$ первоначально была введена авторами в [5] исключительно формально, как своеобразный индикатор биологического статуса популяции, меняющийся в диапазоне «ноль – единица»: $\rho(t)$ вблизи единицы – естественный (животный) статус, $\rho(t)$ вблизи нуля – социальный статус (человека). Однако оказалось, что функция риска является важной функцией сама по себе. На Рис. 2 представлен график $\rho(t)$, построенный по таблице из [9]. На этом графике отмечается особенность в виде своеобразного плато «а-б», причем обработка всех 192-х таблиц из [Там же] показала, что «плато» «а-б» присутствует в каждой из них. Это требует отнестись к данному экспериментальному факту не как к случайной флуктуации, а как к закономерности, требующей объяснения. Тем более важным является то обстоятельство, что такой ход кривой $\rho(t)$ прекрасно описывается новой моделью. По определению:

$$\rho(t)=A(t)/(\mu_0(t)+A(t)). \quad (5)$$

То есть $\rho(t)$ – это удельный вес функции Мейкема в общей смертности. После дифференцирования (5) и подстановки в уравнения (3) и (1) соответственно получим для модели Гомперца

$$\frac{d\rho(t)}{dt} = \frac{\mu_6(t)}{(\mu_6(t) + A(t))^2} \left[\frac{dA(t)}{dt} - \frac{A(t)}{\tau} \right], \quad (6)$$

для новой модели

$$\frac{d\rho(t)}{dt} = \frac{\mu_6(t)}{(\mu_6(t) + A(t))^2} \left[\frac{dA(t)}{dt} - A(t) \left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t} \right) \right]. \quad (7)$$

При возрасте τ и, учтя из предыдущего параграфа, что $\frac{dA(t)}{dt}|_{t=\tau}$ равно нулю, видно, что (7) обращается точно в ноль, а (6) не равно нулю (меньше нуля), поскольку в ноль (6) может обращаться лишь при $A(\tau)=0$, но $A(t)$ всегда больше нуля. Значит уравнение (6) не в состоянии объяснить реальный график $\rho(t)$. Зато его хорошо объясняет уравнение (7). Таким образом, наличие «плато» a - b на графике $\rho(t)$ и сам график можно рассматривать как *прямое доказательство* справедливости уравнения (1).

3. Анализ демографических функций с помощью уравнения смертности

Как известно, почти все демографические функции связаны между собой определенными математическими соотношениями [2; 3]:

$$\mu(t) = \mu_6(t) + A(t) = -\frac{dl(t)}{l(t)dt}, \quad (8)$$

$$l(t) = l_0 \exp \left\{ -\int_{t_0}^t \mu(x) dx \right\}, \quad (9)$$

$$d(t) = \mu(t)l(t) = -\frac{dl(t)}{dt}, \quad (10)$$

где $\mu(t)$ – реальная интенсивность смертности, причем только $\mu_6(t)$ является аналитической функцией. Это обстоятельство сильно затрудняет их строгий математический анализ, который до сих пор не проводился в силу того, что аналитический вид $\mu_6(t)$ на всем возрастном интервале был неизвестен. Теперь, когда в работе [5] это препятствие устранено, авторы впервые выполнили такой анализ, что позволило установить ряд важных соотношений.

3.1. Исследование функции чисел умирающих $d(t)$

На Рис. 3 представлен график функции чисел умирающих $d(t)$. Из графика видно, что существуют три экстремума: 1 – максимум (младенческий) в возрасте t_0 , т.е. при рождении; 2 – минимум в возрасте вблизи τ , 3 – максимум в возрасте t_{mod} , который называется «модальной продолжительностью жизни» [2].

Дифференцируя по времени уравнение (7) и используя (5), получаем для модели Гомперца:

$$\frac{dd(t)}{dt} = l(t) \left[\mu_6(t) \frac{1}{\tau} + \frac{dA(t)}{dt} - (\mu_6(t) + A(t))^2 \right] = -\frac{d^2 l(t)}{dt^2}, \quad (11)$$

а для новой модели:

$$\frac{dd(t)}{dt} = l(t) \left[\mu_6(t) \left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t} \right) + \frac{dA(t)}{dt} - (\mu_6(t) + A(t))^2 \right] = -\frac{d^2 l(t)}{dt^2}. \quad (12)$$

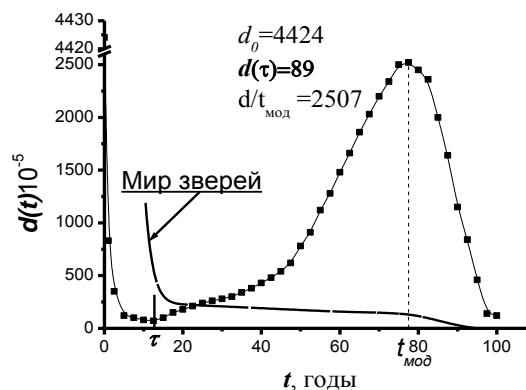


Рис. 3. График функции чисел умирающих $d(t)$: мужчины (СССР, 1958 г.), мир «зверей»

При t_{mod} уравнение (11) или (12) должны обращаться в ноль. Обращение в ноль второй производной функции означает, что при t_{mod} график имеет точку перегиба. Это дает возможность, зная таблицы $\mu(t)$ и $A(t)$, провести вторую прямую проверку справедливости уравнения (1), разрешая уравнения (11) и (12) относительно τ . В частности, если $A(t)$ равно нулю либо при t_{mod} верны условия:

$$\left| \begin{array}{l} \frac{dA(t_{mod})}{dt} \approx 0 \\ A(t_{mod}) \ll \mu_6(t_{mod}) \end{array} \right., \quad (13)$$

то формула упрощается:

$$\tau = \frac{1}{\mu(t_{\text{mod}})} - \text{для модели Гомперца}, \quad (14)$$

$$\tau = \frac{1}{\mu(t_{\text{mod}}) + \frac{1}{t_{\text{mod}}}} - \text{для новой модели}. \quad (15)$$

В Таблице 1, построенной по полным таблицам смертности за 1874, 1896, 1907, 1926, 1958, 1984 гг. [7; 11], приведены расчеты τ по двум моделям (строки 11, 12). Видно, что «экспериментальные» значения $\tau_{\text{экс}}$ (когда интенсивность смертности по таблицам минимальна – μ_{min} (строки 1, 2)) гораздо лучше согласуются с новой моделью. Нестыковка по таблицам 1896, 1907 гг. (мужчины) и 1896, 1984 гг. (женщины) может объясняться недостоверностью таблиц 1896 и 1907 гг., так как сумма чисел умирающих за весь возрастной интервал (100 лет) должна совпадать с исходным числом доживающих l_0 (условие нормировки):

$$\text{для 1896 г. } l_0 - \sum_{k=0}^{100} d_k = \begin{cases} 14494 - \text{мужчины} \\ 12334 - \text{женщины} \end{cases}, \quad (16)$$

$$\text{для 1907 г. } l_0 - \sum_{k=0}^{100} d_k = \begin{cases} 13312 - \text{мужчины} \\ 14355 - \text{женщины} \end{cases}, \quad (17)$$

причем $l_0 = 10^5$. А для таблиц 1984 г. (для женщин), по-видимому, не выполняются условия (13). Кроме того, необходимо учесть, что, например, по таблицам 1896 года возрасту τ (14 лет) соответствует поколение 1882 г. рождения, а возрасту t_{mod} (72 года) – поколение 1824 года рождения, и их характеристики, вообще говоря, не обязаны совпадать.

3.2. Видовая продолжительность жизни $t_{\text{вид}}$

В соответствии с теорией надежности $t_{\text{вид}}$ определялась в [5] как «среднее время наработки на отказ», т.е. время достижения амортизации организма $M(t)$:

$$M(t_{\text{вид}}) = \int_{t_0}^{t_{\text{вид}}} \mu(x) dx = 1. \quad (18)$$

Как было показано ранее [Там же], число доживающих

$$l(t_{\text{вид}}) = l_0 / \exp[1] \approx 0,3678\dots, \quad (19)$$

независимо от вида $\mu(t)$. Это значит, что до $t_{\text{вид}}$ доживает примерно 36,8% популяции. Из Таблицы 1 (строки 5, 8) следует, что t_{mod} примерно равно $t_{\text{вид}}$, когда влияние функции Мейкема мало. Это позволяет предположить, что в случае $A(t)=0$ $t_{\text{вид}}$ совпадает с t_{mod} . При отличии функции Мейкема от нуля разница между t_{mod} и $t_{\text{вид}}$ тем больше, чем больше функция риска (поскольку функция Мейкема увеличивает амортизацию $M(t)$ («износ»)).

И эта разница – показатель степени влияния функции Мейкема на общий уровень смертности (см. Таблицу 1 – строки 5, 8, 13). В дальнейшем функция $\mathbf{d}(t)$ будет использоваться при расчетах.

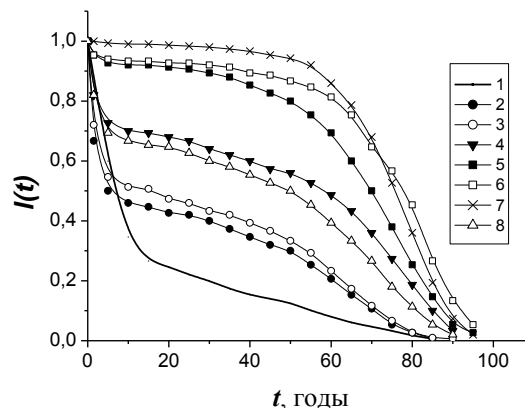


Рис. 4. Графики функций чисел доживающих $l(t)$. Для России: 2 – мужчины – 1874 г., 3 – женщины – 1874 г., 8 – мужчины – 1926 г., 4 – женщины – 1926 г., 5 – мужчины – 1958 г., 6 – женщины – 1958 г.; для Англии: 7 – мужчины – 1967 г.; 1 – мир зверей

3.3. Исследование функции чисел доживающих $l(t)$

Функция чисел доживающих $l(t)$ – важная функция, позволяющая оценить общую наглядную характеристику смертности популяции. Выполненные исследования показали, что кривые дожития $l(t)$ существенным образом зависят от типа демографии. Иллюстрацией этого тезиса служит Рис. 4, на котором приведены кривые дожития для России, соответствующие разным этапам её развития, для современной Англии и мира зверей. Рассмотрим типы демографии, каждый из которых имеет свою характерную кривую дожития.

I тип демографии. Ему соответствует максимально высокая смертность, которая естественным образом провоцирует максимально высокую рождаемость. В рамках этих явлений эффективно работают механизмы естественного отбора (дифференциальная смертность и дифференциальная рождаемость), описанные в [12]. С другой стороны: «...если каждая особь или каждая пара особей в данной популяции будет производить... ровно по одной на каждую особь, и если каждый потомок доживет до половозрелости и произведет в свою очередь по одному потомку, то в результате создается идеальное демографическое равновесие. В таких условиях эволюция путем естественного отбора... происходить не может, поскольку при этом ни дифференциального размножения, ни дифференциальной смертности не будет» [Там же, с. 43]. Ассерторика – вблизи единицы, т.е. смертность определяется почти **исключительно функцией Мейкема**. График $l(t)$ при I типе демографии очень близок к затухающей экспоненте. I тип демографии господствует в природе, а среди людей характерен только для отсталых стран (Ангола, Афганистан. Эфиопия) [4, с. 668, 672].

II тип демографии. Это демографическое равновесие при низкой смертности и низкой рождаемости. Ассерторика вблизи нуля, **функция Мейкема почти «выключена»**. Такой тип демографии имеют очень небольшое число стран (Бразилия, Чили и т.п.) [Там же, с. 673].

III тип демографии. Сравнительно низкая смертность и высокая рождаемость – возможен только как временное явление из-за ограниченности ресурсов (территория, пища, вода и т.д.). Характерен для стран третьего мира («демографический взрыв»).

IV тип демографии. Низкая смертность и еще более низкая рождаемость (в отличие от II типа равновесие отсутствует). Такой тип демографии характерен **для почти всех стран с белым населением** и некоторых стран Азии [Там же].

Подчеркнем, что IV тип демографии возможен только как временное состояние – до полного вымирания популяции. В демографии общепринято: чтобы сохранялось демографическое равновесие, нужно 2-3-е детей на одну женщину за всю жизнь. В западных странах последние столетия рождаемость медленно и неуклонно снижалась – теперь везде число детей – меньше 2-х.

В дальнейшем I тип демографии авторы будут называть *дарвиновским*, а все остальные *недарвиновскими*, поскольку механизмы отбора в них выключены, и они присущи только человеку на определенных стадиях его развития. *Как будет показано далее, это имеет далеко идущие последствия,*

ибо только дарвиновский тип демографии доказал свою безусловную жизнеспособность.

Важной характеристикой популяции является выживаемость L [1, с. 110]. Это – доля популяции, достигшая половой зрелости и принявшая участие в воспроизводстве (т.е. $L < 1(\tau)$). Считается, что выживаемость характеризует прогрессивную направленность эволюции: у бактерий $L=10^{-6}$ %, у насекомых и рыб – 2-5%, у птиц – 10%, у млекопитающих – 10-30%, у человека – от 40% до 99,3%. На примере видов с низкой выживаемостью очевидна исключительная «цепкость» жизни. Чем ниже L , тем выше плодовитость.

Перейдём теперь к изучению исторической динамики $l(t)$ по таблицам смертности. Для этого вычислим объективные характеристики дарвиновского типа демографии, т.е. определим (на примере млекопитающих) параметры анимального (звериного) статуса.

Известно:

$$L=l(\tau)\approx 0,3;$$

$$t_{\text{вид}}(\text{биол}) = 6\tau \text{ (закон Бюффона);}$$

$$\tau = 13 \text{ лет (человек).}$$

(20)

Также известно, что при первом типе демографии $l(t)$ – монотонно убывающая функция, не имеющая точек перегиба, т.е. на всем интервале

$$\left(\frac{d^2 l}{dt^2}\right) > 0. \quad (21)$$

Основываясь на (20) и (21), необходимо определить значения R и A для мира зверей (анимальные).

При нулевом значении функции Мейкема амортизация M может быть представлена с использованием вспомогательной функции J :

$$M \equiv J(\tau_j, t_{\text{вид}}(\text{биол})) \times R_{36} = 1, \quad (22)$$

где

$$J(\tau_j, t_{\text{вид}}(\text{биол})) \equiv \sum_{i=1}^{t_{\text{вид}}(\text{биол})} \left(\frac{\exp\left(\frac{t_{i+1/2}}{\tau_j}\right)}{\frac{t_{i+1/2}}{\tau_j}} \right). \quad (23)$$

$$\text{Откуда } R_{36} = \frac{1}{J}. \quad (24)$$

Предварительно был составлен альбом модельных таблиц функций $J(\tau_j, t_{\text{вид}}(\text{биол}))$ в диапазоне $0,5 \ll t_i \ll 122,5$ (лет).
 $7 \ll \tau_j < 16$

Подставляя в (24) численные значения из (20), находим из модельных таблиц $R_{зв}=8,7 \cdot 10^{-4} \frac{1}{\text{год}}$. В свою очередь, из (21), используя (2) и (8-10), нетрудно получить для $A_{зв}$:

$$A_{зв} > \mu_0(t) \left[\sqrt{\frac{\left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t}\right)}{\mu_0(e)}} - 1 \right] \equiv F(t) \tag{25}$$

на всем интервале от τ до t_{\max} . Условие (25) автоматически выполняется при $A_{зв} \geq F(t)_{\max}$.

Приравнявая нулю производную от $F(t)$, легко получить:

$$\left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t_*}\right)^2 + \frac{1}{t_*} = 2 \left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t_*}\right) \sqrt{\mu_0(t_*) \left(\frac{1}{\tau} - \frac{1}{t_*}\right)}. \tag{27}$$

Таблица 1. Динамика демографических характеристик популяций

ЖЕНЩИНЫ (Россия)							
№	Таблицы	1874-	1896-	1907-	1926-	1958-	1984-
	Параметры	1883	1897	1910	1927	1959	1985
1	$\tau_{экс}$ (лет)	13	13	12,5	12	11	11
2	μ_{min} ($\tau_{экс}$)	0,00567	0,00655	0,00645	0,00242	0,00066	0,00034
3	$L=l(\tau_{экс})$	0,50437	0,47914	0,50694	0,70141	0,94303	0,96507
4	$M(\tau) = \sum \mu_i$	0,630	0,672	0,620	0,340	0,055	0,032
5	$t_{вид}$ (лет)	45	40	44	70	82	81
6	$M(t_{вид})$	0,957	0,938	0,960	1,000	1,000	1,000
7	t_1 (лет)	48	45	48	70	82	81
8	$t_{мод}$ (лет)	64	70	69	74	81	81
9	$l(t_{мод})$	0,19272	0,14329	0,17084	0,29438	0,40202	0,38187
10	$\mu(t_{мод})$ 1/год	0,06429	0,067816	0,06509	0,06466	0,08184	0,09220
11	τ_c (лет)	15,55	12,79	15,36	15,46	12,22	10,85
12	$\tau_{н,м}$ (лет)	12,51	10,82	12,56	12,79	10,62	9,57
13	$\nabla \equiv t_{мод} - t_1$	16	25	21	4	- 1	0

Таблица 2. Динамика демографических характеристик популяций

МУЖЧИНЫ (Россия)								МУЖЧИНЫ (Англия)
№	Таблицы	1874-	1896-	1907-	1926-	1958-	1984-	1967-
	Параметры	1883	1897	1910	1927	1959	1985	1970
1	$\tau_{экс}$ (лет)	14	14	13	12	12	12	11,5
2	μ_{min} ($\tau_{экс}$)	0,00589	0,00608	0,00598	0,00248	0,00095	0,00058	0,00037
3	$L=l(\tau_{экс})$	0,45491	0,42916	0,47840	0,66861	0,93239	0,95550	0,99342
4	$M(\tau) = \sum \mu_i$	0,712	0,755	0,670	0,380	0,070	0,040	0,0066
5	$t_{вид}$ (лет)	38	32	41	63	76	73	80
6	$M(t_{вид})$	0,934	0,910	0,940	1,000	1,000	1,000	1,050
7	t_1 (лет)	43	40	45	63	76	73	79,5
8	$t_{мод}$ (лет)	63,5	71,5	68	72	77,5	73	79,5
9	$l(t_{мод})$	0,17703	0,11391	0,15949	0,23603	0,34133	0,35914	0,39856
10	$\mu(t_{мод})$ 1/год	0,06167	0,08693	0,07504	0,06989	0,07927	0,07045	0,08898
11	τ_c (лет)	16,2	11,5	13,33	14,3	12,6	14,19	11,24
12	$\tau_{н,м}$ (лет)	12,94	9,92	11,22	11,94	10,86	11,88	9,847
13	$\nabla \equiv t_{мод} - t_1$	20,5	31,5	23	9	1,5	0	0

Подставляя в (25) численные значения τ , $R(зв)$, находим $t_* = 55,28$ лет. Откуда $A_{зв} = F(t_*) = 1,6215 \cdot 10^{-2} \frac{1}{\text{год}}$ = $A_{зв2}$ на интервале от τ до t_{\max} . А на интервале от 0 до τ $A_{зв}$ находим из условия

$$L \equiv l(\tau) = l_0 \left\{ \exp \left[- \int_0^\tau \mu_0(\tau, x) dx - \int_0^\tau A_{зв} dx \right] \right\} = 0,3. \tag{28}$$

Откуда нетрудно получить

$$A_{зв1} = \frac{1}{\tau} \left(\ln \left(\frac{l_0}{L} \right) - R_{зв} \times J(\tau, t) \right) = 8,7 \cdot 10^{-2} \frac{1}{\text{год}}. \quad (29)$$

По вычисленным параметрам анимального статуса были построены таблицы демографических функций для I типа демографии. Из них следует, что при I типе демографии ρ среднее (для млекопитающих) – не менее 82,7%, т.е. столько погибают от экзогенных причин, определяемых функцией Мейкема, и лишь не более 17,3% – своей смертью. По этим таблицам были построены графики соответствующих функций, ограничивающих зоны анимального статуса («мир зверей» на Рис. 2-4).

В сводных Таблицах 1 и 2 приведены результаты обработки демографических таблиц условных поколений за период с 1774 по 1984 гг. для мужчин и женщин. Таблицы содержат следующие характеристики: $\tau_{экс}$ – возраст половой зрелости, определенный при минимальном значении μ_{min} (строки 1 и 2), соответствующие ему значения «выживаемости» $L \approx l(\tau_{экс})$ и амортизации $M(\tau) = \sum \mu_i$ (строки 3 и 4), $t_{эуд}$ – возраст, когда $l(t_{эуд}) = 1/\exp[1] = 0,368$, и соответствующая ему величина амортизации (строки 5 и 6), t_{mod} – возраст, когда число умирающих $d(t)$ достигает максимума, и $l(t_{mod})$ – число доживающих, $\mu(t_{mod})$ – интенсивность смертности при этом возрасте (строки 8, 9, 10), τ_z – период половой зрелости по модели Гомперца, $\tau_{н,м}$ – то же по модели авторов (строки 11, 12), $\nabla \equiv t_{mod} - t_1$ – неявный индикатор величины функции Мейкема $A(t)$ – чем она больше, тем больше ∇ , при нулевом значении функции Мейкема $\nabla = 0$ (строка 13). Заметим, что при анимальном статусе модального возраста не существует (см. Рис. 3). Таблицы 1 и 2 и графики Рис. 4 хорошо иллюстрируют процесс перехода России от первого типа демографии ко второму. Заметим, что на Рисунке 4 графики $l(t)$ для таблиц 1896, 1907 и 1984 гг. не изображены, т.к. они весьма близки к графикам 1874 и 1958 гг.

4. Заключение и выводы

Социум I типа (с первым типом демографии и почти монополюсной властью функции Мейкема над жизнью человека) вплоть до последнего времени господствовал на нашей планете. Социум II типа (со II типом демографии и почти нулевой функцией Мейкема) появился лишь в XX веке.

Причём, как показал еще Дарвин, для действия механизма отбора (дифференциальной смертности и дифференциальной рождаемости) необходим I тип демографии. Один из основных результатов исследования – установление того факта, что при I типе демографии смертность от экзогенных причин, объединяемых термином «функция Мейкема», является определяющей и составляет не менее 83% от общей смертности. Отсюда можно предположить, что «функция Мейкема» является необходимым условием отбора по Дарвину. Если это так, то II тип демографии (необходимый для развития социума) несовместим с выживанием человека как вида. Авторы обозначили это противоречие как «дилемма функции Мейкема». Она означает, что при II типе демографии отбор по Дарвину прекращает своё действие.

Список литературы

1. Биологический энциклопедический словарь. 2-е изд., испр. М.: Сов. энциклопедия, 1989. 864 с.
2. Валентей Д. И., Кваша А. Я. Основы демографии. М.: Мысль, 1989. 286 с.
3. Гаврилов Л. А., Гаврилова Н. С. Биология продолжительности жизни. М.: Наука, 1991. 280 с.
4. Географический справочник ЦРУ. Екатеринбург: У-Фактория, 2004. 704 с.
5. Иванюк А. М., Данилов В. В. Математический анализ таблиц смертности для выявления динамических характеристик продолжительности жизни на основе метода уравнения баланса // Успехи современной биологии. 2001. Т. 121. № 1. С. 91-109.
6. Концепция самоорганизации в исторической ретроспективе. М.: Наука, 1994. 239 с.
7. Кудрявцев А. А. Демографические основы страхования жизни. СПб.: Институт страхования, 1996. 237 с.
8. Население России за 100 лет (1897-1997 гг.): статистический сборник. М.: Госкомстат России, 1998. 222 с.
9. Население СССР. 1988: статистический ежегодник / Госкомстат СССР. М.: Финансы и статистика, 1989. 704 с.
10. Рашин А. Г. Население России за 100 лет (1811-1913). М.: Госстатиздат, 1956. 352 с.
11. Смертность и продолжительность жизни населения СССР. 1926-1927. Таблицы смертности. М. – Л.: Планхозгиз, 1930. 139 с.
12. Солбриг О., Солбриг Л. Популяционная биология и эволюция. М.: Мир, 1982. 488 с.
13. Фролькис В. В. Старение и увеличение продолжительности жизни. Л.: Наука, 1988. 329 с.

DEMOGRAPHY TYPES, THEIR DIFFERENCES AND CONSEQUENCES

Ivanyuk Aleksandr Maksimovich
 Danilov Vladimir Vasil'evich, Doctor in Physical-Mathematical Sciences
 Petersburg State Transport University
 vdanilov@hotmail.ru

The article by analyzing Russia demographic charts for the period from 1774 to 1996 and endogenous and exogenous demographic functions contained in them confirms the validity of mortality equation derived by the authors earlier. Demographic functions research revealed the existence of four demography types and the fundamental role of the exogeneity parameter known as "Makeham function" in natural selection mechanism.

Key words and phrases: Gompertz distribution; Makeham function; demographic functions; assertoric parameter; demography types; natural selection.