



ПОЛИТЕХ
Институт компьютерных
наук и технологий

120



ПОЛИТЕХ
Санкт-Петербургский
политехнический университет
Петра Великого

ISSN 2658-5243



ПОЛИТЕХ-ПРЕСС

СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ В ПРОЕКТИРОВАНИИ И УПРАВЛЕНИИ

СБОРНИК НАУЧНЫХ ТРУДОВ
XXIII МЕЖДУНАРОДНОЙ
НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКОЙ КОНФЕРЕНЦИИ

10 – 11 ИЮНЯ 2019 ГОДА

Часть 1



Министерство науки и высшего образования Российской Федерации

Международная академия наук высшей школы
Санкт-Петербургское отделение

Центральный экономико-математический институт РАН
Центр по изучению проблем информатики
Института научной информации по общественным наукам РАН
Санкт-Петербургский государственный электротехнический
университет «ЛЭТИ» им. В.И. Ульянова-Ленина
Санкт-Петербургский государственный экономический университет

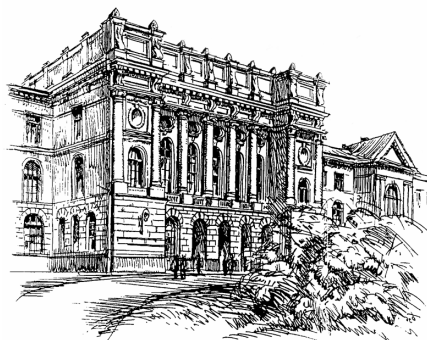
САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ
ПЕТРА ВЕЛИКОГО
ЮЖНЫЙ ФЕДЕРАЛЬНЫЙ УНИВЕРСИТЕТ

СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ В ПРОЕКТИРОВАНИИ И УПРАВЛЕНИИ

Сборник научных трудов
XXIII Международной научно-практической конференции

10 – 11 июня 2019 года

Часть 1



ПОЛИТЕХ-ПРЕСС

Санкт-Петербургский
политехнический университет
Петра Великого

Санкт-Петербург
2019

УДК 303.732
ББК 32.965я73

Системный анализ в проектировании и управлении: Сборник научных трудов XXIII Междунар. науч.-практич. конф. Ч. 1. – СПб.: Изд-во Политех-Пресс, 2019. – 584 с.

В сборник научных трудов научно-практической конференции «Системный анализ в проектировании и управлении», проводимой Санкт-Петербургским политехническим университетом Петра Великого совместно с Южным Федеральным университетом, Санкт-Петербургским отделением Международной академии наук высшей школы, Центральным экономико-математическим институтом РАН, Центром по изучению проблем информатики Института научной информации по общественным наукам РАН, Санкт-Петербургским гос. электротехническим университетом «ЛЭТИ» им. В. И. Ульянова-Ленина, Санкт-Петербургским гос. экономическим университетом, включены работы ученых, аспирантов и студентов, работающих в области теории систем и системного анализа, из ряда городов России, Украины, Австрии, Германии, Китая, Норвегии, Польши, США, Финляндии, Швеции, Эстонии.

Председатель Программного комитета конференции – научный руководитель СПбПУ, академик РАН, д-р техн. наук, профессор **Ю.С. Васильев**.

Сопредседатели Программного комитета конференции:

Заместитель председателя СПб отделения МАН ВШ, д-р техн. наук, профессор, заслуженный работник высшей школы РФ **В.Н. Козлов**; член МАН ВШ, д-р экон. наук, профессор, заслуженный работник высшей школы РФ **В.Н. Волкова**, д-р экон. наук, профессор ЮФУ, заслуженный работник высшей школы РФ **В.Е. Ланкин**.

Члены программного комитета:

Клейнер Г.Б. – чл.-корр. РАН, д-р экон. наук, проф. (ЦЭМИ РАН, Москва);

Малинецкий Г.Г. – д-р физ.-мат. наук, проф. (Институт прикладной математики имени М.В. Келдыша РАН, Москва);

Мальшев Н.Г. – чл.-корр. РАН, д-р экон. наук, проф., ректор (Московский университет имени С.Ю. Витте)

Брусакова И.А. – чл.-корр. МАН ВШ, д-р экон. наук, проф. (СПбГЭТУ «ЛЭТИ»);

Гаврилова Т.А. – д-р техн. наук, проф. (СПбГУ);

Горелова Г.В. – член. МАН ВШ, д-р техн. наук, проф. (ЮФУ, Таганрог);

Гриненко С.В. – д-р экон. наук, проф. (Сочинский университет, Сочи);

Ефремов А.А. – канд. физ.-мат. наук, доц. (СПбПУ);

Кацко И.А. – д-р экон. наук, проф. (Кубанский гос. аграрный университет, Краснодар);

Кукор Б.Л. – чл.-корр. МАН ВШ, д-р экон. наук, проф. (СПбГЭУ);

Мазин В.Д. – д-р техн. наук, проф. (СПбПУ);

Малыхина Г.Ф. – д-р техн. наук, проф. (СПбПУ);

Микони С.В. – д-р техн. наук, проф. (СПИИРАН);

Станкевич Л.А. – канд. техн. наук, проф. (СПИИРАН);

Фирсов А.Н. – чл.-корр. МАН ВШ, д-р техн. наук, проф. (СПбПУ);

Халин В.Г. – член МАН ВШ, д-р экон. наук, проф. (СПбГУ);

Чернская Л.В. – член МАН ВШ, д-р техн. наук, проф. (СПбПУ);

Черный Ю.Ю. – канд. филос. наук, руководитель Центра по изучению проблем информатики ИНИОН РАН (Москва);

Чудесова Г.П. – член МАН ВШ и МАОР, д-р экон. наук, проф. (СПБИТМО);

Шкодырев В.П. – д-р техн. наук, проф. (СПбПУ)

Яковлева Е.А. – чл.-корр. МАН ВШ, д-р экон. наук, проф. (СПбГЭУ).

Зарубежные члены программного комитета:

John-Erik Andreassen – M.Sc., Ass. Prof.

(Ostfold University College, Ostfold, Norway);

Igor B. Arefiev – Dr. of Technical Sc., Prof.

(Maritime University of Szczecin, Szczecin,

Poland);

Idilia Batchkova – Dr. Sc., Prof. (University of

Chemical Technology and Metallurgy, Sofia,

Bulgaria);

Leon Bazil – Dr. of Economics, Prof. (Montclair

State University, Montclair, NJ, USA);

Zanna Bober – M.Sc. (MTU “EVRIKA”, Narva,

Estonia);

Bencion Fleishman – Dr. of Technical Sc., Prof.

(New York, NY, USA);

Rainer Grunwald – Dr. of Engineering Sc., Prof.

(Techn. Universitat Ilmenau, Ilmenau, Germany);

Stein Erik Johansen – Dr. Philos., Prof. (Institute

For Basic Research, Palm Harbor, FL, USA);

Ignat A. Kulkov – Candidate of Economic Sc.

(Abo Akademi, Turku, Finland);

Nataliya D. Pankratova – Member of the Interna-

tional Higher Education Academy of Sciences,

Dr. of of Technical Sc., Prof. (Institute for Applied

System Analysis, National Technical University of

Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”,

Kyiv, Ukraine);

Georgi Popov – Dr. Sc., DHC, Prof. (Technical

University of Sofia, Sofia, Bulgaria);

Elmar Schrufer – Dr. of Natural Sc., Prof. (Tech-

nical University of Munich, Munich, Germany);

Adolf Josef Schwab – Dr. of Engineering Sc., Prof.

(Karlsruhe University, Karlsruhe, Germany);

Hans-Rolf Trankler – Dr. of Engineering Sc., Prof.

(Bundeswehr University Munich, Munich,

Germany);

Valeriy V. Vyatkin – Dr. Philos., Prof. (Lulea

tekniska Universite, Lulea, Sweden);

Roland Werthschuetzky – Dr. of Engineering Sc.,

Prof. (Technical University of Darmstadt,

Germany);

Reinhold Wessely – Dr. Sc., Prof. (Vienna,

Austria).

Ученые секретари конференции:

Широкова С.В. – канд. техн. наук, доцент СПбПУ,

Логинова А.В. – канд. экон. наук, доцент СПбПУ

чл.-корр. МАН ВШ

ISSN 2658-5243

© Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого, 2019

УДК: 316.334.3

Флейшман Бенцион,
д-р техн. наук, профессор

НОВЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕОРИИ ПОТЕНЦИАЛЬНОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ

США. Общество по анализу рисков
bentsionfleishman.info

Аннотация. Приводятся новые результаты теории потенциальной эффективности (ТПЭ) о теплящихся *биообъектах* (сложных биологических системах в смысле ТПЭ [1] и касающиеся Гипотезы злоторного Малого Народа.

Ключевые слова: субъект, риск, средняя продолжительность жизни, долгосрочные модели демографии

Bentsion Fleishman,
Doctor of Technical Sciences, Professor

NEW RESULTS OF THE THEORY OF POTENTIAL EFFICIENCY

USA. Society for Risk Analysis
bentsionfleishman.info

Annotation. New results of the theory of potential efficiency (TPE) on warming bio-objects (complex biological systems in the sense of TPE [1] and concerning the hypotheses of the malicious people of the Small Folk are given.

Keywords: subject, risk, life expectancy, long-term demographic models.

1. Математическим аппаратом ТПЭ является теория вероятностей. Используется следующая терминология и символика теории множеств. Случайное событие (СС), коротко обозначается

$\Xi = (e_i, p_i)$, где $E = \{e_i\} (i \in I = \{1, 2, \dots, N\})$ множество N элементарных, единственно возможных, несовместимых событий e_i , имеющих вероятности $P(e_i) = p_i$ (действительные функции), а

$p = (p_i) (\sum_{i \in I} p_i = 1)$ соответствующее распределение их вероятностей (РВ). Событие

$E' \subseteq E$ - подмножество $E' = \{e_j\} (j \in I' \subseteq I) M < N$ элементов множества E имеет вероятность

$P(E') = \sum_{j \in I'} p_j$. Полагается $P(E) = 1$ и $P(E') = 1 - P(E)$, где E' дополнение E' к E . Классический вид вероятности получим при равновероятном РВ $p = (1/N)$, когда $P(E') = M/N$ (рациональная функция).

Если событиям e_i соответствуют величины x_i , то СС соответствует дискретная случайная величина (СВ), коротко обозначаемая $\xi = (x_i, p_i)$, имеющая математическое ожидание (МО) вида $MO \xi = \sum_{i \in I} p_i x_i$.

Для непрерывной СВ РВ имеет вид плотности вероятности, а МО имеет соответствующее интегральное представление. Аксиоматика использует операции \cup объединения и \cap пересечения. Первая аксиома аддитивности имеем вид:

$$P(E_1 \cup E_2) = P(E_1) + P(E_2) - P(E_1 \cap E_2), \quad (1)$$

где E_1 и E_2 называются несовместимыми при $P(E_1 \cap E_2) = 0$, отсюда имеем нижнее и верхнее неравенства Буля

$$1 - P(E_1) - P(E_2) = P(E_1) + P(E_2) - 1 < P(E_1 \cup E_2) < P(E_1) + P(E_2) \quad (1')$$

Вторая аксиома мультипликативности имеем вид:

$$P(E_1 \cap E_2) = P(E_1) P(E_2 / E_1), \quad (2)$$

где при $P(E_1) \neq 0$ присутствует т.н. условная вероятность

$$P(E_2 / E_1) = P(E_1 \cap E_2) / P(E_1) \text{ сс } E_2$$

при условии того, что сс E_1 имеет место.

При $P(E_2 / E_1) = P(E_2)$ имеем $P(E_1 \cap E_2) = P(E_1) P(E_2)$ и E_1 и E_2 называются независимыми между собой сс. Для n независимых между собой сс E_k ($i \in I = [1, 2, \dots, n]$), используя математическую индукцию, получим

$$P(E \cap_{i \in I} E_i) = \prod_{i \in I} P(E_i). \quad (2')$$

Вторая аксиома индуцирована классическим видом вероятности, когда $P(E_1) = M/N$, $P(E_2 / E_1) = m/M$. откуда тождественно следует соотношение (2) $P(E_1 \cap E_2) = m/N = (M/N)(m/M)$. Соотношение (2) не всегда зачисляются в ранг второй аксиомы аксиоматики вместе с первой. Автор склонен к такому зачислению. Более того он склоняется к зачислению в ранг третьей аксиомы псевдонезависимости, сужая этим традиционную теорию вероятностей, следующее соотношение [2, с. 238]:

$$P(E_1 \cup E_2) = [P(E_1) + P(E_2) - 2P(E_1) P(E_2)] / [1 - P(E_1) P(E_2)], \quad (3)$$

где E_1 и E_2 называются псевдонезависимыми сс [1]. Из нее для n псевдонезависимых сс E_k ($i = 1, \dots, n$), используя математическую индукцию получим [2, с. 236].

$$(P \cup_{i \in I} E_i) = \{1 - [\sum_{i \in I} (P(E_i)^{-1} - 1)]^{-1}\}^{-1}. \quad (3')$$

Третья аксиома индуцирована невозможностью гибели биосубъекта от двух причин E_1 или E_2 ("дважды убиения") с вероятностями $P(E_1)$ и $P(E_2)$.

Действительно. Если бы оно было возможно, то при их независимости сумма вероятностей четырех возможных вариантов давала бы единицу

$$P(E_1)P(E_2) + P(E_1)[1 - P(E_2)] + [1 - P(E_1)]P(E_2) + [1 - P(E_1)][1 - P(E_2)] = 1.$$

Здесь надо исключить первое слагаемое - вероятность "дважды убиения". Тогда вероятность (3) и ее дополнение до единицы

$[1 - P(E_1)][1 - P(E_2)] / [1 - P(E_1)P(E_2)]$ составят бинарное усеченное РВ.

Из определения МО ξ при $\xi > 0$ и $x > 0$ тривиально следует неравенство *Чебышева*

$$P(\xi > x) < \text{МО } \xi / x. \quad (4)$$

Та же аксиоматика имеет место при логической интерпретации операций \cup - "и" и \cap - "или".

2. Системы состоят из элементов и имеют структуру и поведение. По своему поведению системы делятся на простые (*объекты*) и сложные (*субъекты*), имеющие целенаправленный *выбор* альтернатив

Структура и тех и других состоит из одного и того же вещественно-энергетического *субстрата* с его атрибутами-пространством и временем, но у объектов она с необновляемыми элементами, а у субъектов с обновляемыми. Субстрат для субъекта является полезным ресурсом, получаемым у *среды*. Цель системы формализуется (u, v) - обменом ресурса *среды* в количестве v , который она получает в обмен на свой ресурс в количестве u . Это определение позволяет в рамках.

ТПЭ рассматривать теории информации и игр как теории потенциальных показателей устойчивости и управляемости соответственно [1].

В ТПЭ динамика субъекта и его среды ведется в дискретном времени $t = n \Delta t$ ($n = 0, 1, \dots, T / \Delta t$) с интервалом Δt дискретизации принятым равным единице $\Delta t = 1$ и непрерывном времени с предельным переходом при $\Delta t \ll 1$.

Субъекты, рассматриваются в двух необратимых ((1) \rightarrow (0)) состояниях: жизни (1) и смерти (0). Если число N его элементов со временем t растет по крайней мере как $N = C \ln t$, то субъект бессмертен [1, стр. 26], а при конечном числе $N = C = \text{const}$ элементов заведомо смертен

На интервале времени $[1, T]$ рассматривается динамика смертного субъекта A_{RA} при выделении двух его качеств: R - качества - выживания и A - качества - достижения своей цели в виде СС E_R и E_A соответственно. Вероятность $P = P(T) = P(E_R \cap E_A)$ их совмещения $E_R \cap E_A$, называется *эффективностью* субъекта A_{RA} .

Согласно первой аксиоме она имеет вид $P = P(T) = P_R(T) P_A(T)$, где вероятность $P_R(T) = P(E_R)$ называется *надежностью*, а вероятность $P_A(T) = P(E_A / E_R)$ - *активностью* субъекта. Из интуитивных соображений очевидно, что с ростом T надежность субъекта падает, а активно-

стью возрастает, поэтому его эффективностью может иметь максимум $P_{max} = \max_T P(T) = P(T_{opt})$. Пусть существует для широкого класса A_{RA} субъектов $A_{RA} \in A_{RA}$ равномерно по T *потенциальные* (максимальные) надежность $P_R(T) > P_R(T)$ и активность $P_A(T) > P_A(T)$.

Тогда тем же свойством будет обладать соответствующая *потенциальная эффективность*

$P = P(T) = P_R(T) P_A(T) > P(T) = P_R(T) P_A(T)$ субъектов A_{RA} класса A_{RA} , имеющая свой максимум $P_{max} = \max_T P(T) = P(T_{opt})$.

3. Субъекты делятся на нами созданные технические *техсубъекты* и не нами созданные биологические *биосубъекты*.

Перейдем к решению ТПЭ проблемы осуществимости целей техсубъектов. Задается пара (P_0, T_0) практически приемлемых значений достаточно близкой к 1 вероятности P_0 осуществления цели и T_0 - приемлемого времени ее осуществления. Компоненты пары (P_0, T_0) называются порогами осуществимости. Цель техсубъекта, считается (P_0, T_0) -*осуществимой*, если для его эффективности $P = P(T)$ одновременно выполняются два соотношения

$$P(T) > P_0 \text{ и } T < T_0 \quad a)$$

и (P_0, T_0) -*неосуществимой*, если не выполняется хотя бы одно из них. (5)

$$P(T) > P_0 \text{ и } T < T_0 \quad b)$$

для его потенциальной эффективности $P = P(T)$.

Для (P_0, T_0) -осуществимости цели достаточно иметь

$$(P_{max}, T_{opt}) = (P_0, T_0) \text{ [3, Доп. III].}$$

Понятие (P_0, T_0) -осуществимости имеет для ТПЭ важное методологическое значение, не позволяя причислить ТПЭ к разделу математики, так как от моделей ТПЭ, в отличие от математических моделей, кроме логической строгости, требуется еще и их (P_0, T_0) -осуществимость. Немаловажно и прикладное значение этого понятия прежде всего для предотвращения проектов техсубъектов с неосуществимым быстродействием V операций/сек. На основе трех фундаментальных физических констант c , G и \hbar получена константа *Бреммермана-Горелика* $B = 10^{43}$ операций/сек [4], устанавливающая предел $V < B$ быстродействия, выше которого оно не может быть в нашем мире. Пределы (P_0, T_0) -осуществимости, устанавливаемые соотношением (5 b), приводят к предельным константам B' ($V < B'$) на много порядков меньшим $B' \ll B$ чем константа B [1, с.79 и с. 106].

СС E_R и E_A имеют выражение через СВ τ_R и τ_A с МО $\tau_R = T_R$ и МО $\tau_A = T_A$ вида $E_R = (\tau_R > T)$ и $E_A = (\tau_A < T)$, где СС τ_R соответствует моменту гибели субъекта, а СС τ_A - моменту достижения субъектом своей цели.

Если субъект на каждом t -м единичном интервале ($t=1, \dots, T$). либо гибнет с вероятностью $P(E_t)=R = const$ (риск гибели), либо выживает с вероятностью $P(E_t)=1-R$ и эти СС независимы между собой, то его надежность на интервале $[0, T]$ является СС $E_R = \bigcap_{t \in [1, \dots, T]} E_t$ и согласно соотношения (2') примет вид $P(E_R) = (1-R)^T = e^{T \ln(1-R)}$, РВ СВ τ_R имеет вид $P(\tau_R=t) = (1-R)^{t-1} R$ ($t=1,2,\dots$) с МО $T_R = 1/R$.

В асимптотическом при $R \ll 1$ и $T \gg 1$ случае имеем $P(E_R) \approx e^{-TR} \approx e^{-T/T_R}$ и $T_R = 1/R$, т.е. СВ τ_R имеет экспоненциальное РВ, Пусть СВ τ_A также имеет экспоненциальное РВ. Тогда при $R \ll 1$ и $T \gg 1$ экспоненциальные надежность и активность субъекта соответственно имеют вид

$$P = P_R(T) = P(\tau_R < T) \approx e^{-T/T_R} \text{ и } P = P_A(T) = P(\tau_A < T) = 1 - e^{-T/T_A}, \text{ a)}$$

а его эффективность также экспоненциального вида

$$P = P(T) = P_R(T) P_A(T) \approx e^{-T/T_R} (1 - e^{-T/T_A}) \quad \text{b)}$$

с максимумом P_{max} по T [1 соотношения (7.12, 7.13)]

$$P = P(T) \approx < P_{max} = \max_T P(T) = P(T_{opt}) \quad \text{c) (6)}$$

где $P_{max} \approx 1 - (\ln f) / f$, $T_{opt} \approx T_R (\ln f) / f$ d)

с безразмерным параметром $f \approx T_R T_A = T_A / R \gg 1$ [3, Доп. II] и важным соотношением $\text{МО } \tau_R = T_R \approx 1/R$ e)

для средней продолжительности жизни (СПЖ) субъекта.

4. Далее биосубъекты рассматриваются в трех состояниях, когда к прежним добавляется промежуточное между ними "теплящееся" состояние (?) ($(1) \longleftrightarrow (?) \rightarrow (0)$) и состояния (1) и (?) обратимы. Если биосубъект застается в состоянии (1), то возможен лишь один его переход $(1) \rightarrow (?)$ и формально можно свести рассмотрения к случаю

$(1) \rightarrow (0)$). Поэтому рассматривается случай, когда биосубъект застается в состоянии (?) и возможны два перехода $((1) \leftarrow (?) \rightarrow (0))$ в зависимости от *комфортности* или *дискомфортности* среда его обитания. Теплящееся состояние биосубъектов в большей или меньшей степени наблюдается на всех уровнях биосферы клетках, особях и популяциях.

Для биосубъекта вводятся аналогичные субъекту СС и СВ

$E_R^b = (\tau_R^b > T)$, $E_A^b = (\tau_A^b < T)$ и $E_R^b = (\tau_R^b < T)$ и $E_A^b = (\tau_A^b > T)$ с вероятностями $P(E_R^b) = P(\tau_R^b < T)$ и $P(E_A^b) = P(\tau_A^b > T)$ и МО $\tau_A^b = T_A^b$.

Определим на интервале времени $[1, T]$ эффективность $P = P_b(T)$ биосубъекта как вероятность $P = P_b(T) = P(E_R^b \cup E_A^b)$ появления СС

E_R^b или E_A^b . Тогда имеем при $R_b \ll 1$ ее нижнюю оценку

$$P_b(T) > P_b(T) \approx 1 - T R_b - T_A^b / T \quad \text{a)}$$

с максимумом [5, соотношение (П. 6.5)]

$$P_{b \max} \text{ по } T, P = P_b(T) \approx < P_{max} = \max_T P_b(T) = P_b(T_{b \text{opt}}), \quad \text{b)}$$

где (7)

$$P_{b \max} \approx 1 - 2/f_b^{1/2}, T_{b \text{opt}} \approx T_A^b f_b^{1/2} \quad c)$$

с безразмерным параметром эффективности

$$f_b = 1 / R_b T_A^b \gg 1. \quad d)$$

Действительно. Из нижней оценки Буля (1') при

$$E_1 = E_R^b \text{ и } E_2 = E_A^b \text{ имеем } P = P_b(T) = P(E_R^b \cup E_A^b) >$$

$$> 1 - P(E_R^b) - P(E_A^b) = 1 - P(E_R^b) - P(\tau_A^b > T) > 1 - P(E_R^b) - T_A^b / T,$$

так как согласно соотношения (4) при $\xi = \tau_A^b, x = T$ и МО $\xi = T_A^b$ имеем

$$P(\tau_A^b > T) < T_A^b / T.$$

Асимптотическая оценка вероятности $P(E_R^b)$ проводится при той же динамике, что и у объекта. При ней на t -м единичном интервале биообъект либо гибнет с вероятностью $P(E_t^b) = R_b = \text{const}$ (риск гибели), либо выживает с вероятностью $P(E_t^b) = 1 - R_b$ ($t=1, \dots, T$). Тогда имеем СС $E_R = \cup_{t=1, \dots, T} E_t^b$ гибели биообъекта на интервале времени $[1, T]$ и согласно соотношения (3') при $R_b \ll 1$ имеем

$$P(E_R) = P(\cup_{t=1, \dots, T} E_t^b) = \{1 - [T(R_b^{-1} - 1)^{-1}]\}^{-1} =$$

$$= [TR_b / (1 - R_b)] / [1 + TR_b / (1 - R_b)] < TR_b / (1 - R_b) \approx TR_b.$$

Итак, $P(E_R) \ll TR_b$ и $P = P_b(T) > P_b(T) \approx 1 - TR_b - T_A^b / T$, что завершает вывод нижней оценки (6 a). Ее максимум $P_{b \max} = \max_T P_b(T)$ по $TP = P(T)$ получим, приравняв нулю производную $P_b'(T) = 0$, что приводит к соотношениям (7 b и c).

Компоненты безразмерных параметров $f_b = 1 / R_b T_A^b$ и $f = T_R T_A = T_A / R$ ведут себя по-разному. У параметра f_b компоненты R_b и T_A^b однонаправлены и он растет вместе с их падением, поэтому он назван параметром эффективности биосубъекта. У параметра f компоненты R_b и T_A^b разнонаправлены и он введен лишь для компактности выражения (6 c).

5. В отличие от создаваемых нами техсубъектов проблема осуществимости для не нами созданных биосубъектов не имеет смысла, так как они существуют, нарушая предельную константу B [5, Прил 6.7.3]. Здесь возникает новая телеологическая проблема. Цели техсубъектов назначаются нами, но цели не нами созданных биосубъектов нам неизвестны.

В ТПЭ решение этой проблемы связано с правилом "бритвы Оккамы" и основанно на понятие *эквиоккамовских* (ЭО) Гипотез (Уильям Оккам – английский философ 13-го в.).

Две концептуальные модели или умозрительные Гипотезы H_1 и H_2 называются ЭО, если для объяснения одного и того же явления Природы они используют одно и то же, по возможности минимальное, число понятий и допущений. Случай лвух ЭО Гипотез легко распространяется на $n > 2$ Гипотез.

Пусть выдвигаются n ЭО Гипотез H_m ($m=1, \dots, n$) о поведении биосубъекта для достижения им n различных интуитивно правдоподобных целей G_m ($m = 1, \dots, n$). На их основании строится n математических моделей $M_m = M(G_m)$, *верифицируемых* с биосубъектом. Та из моделей $M_{m_0} = M(G_{m_0})$, которая наиболее адекватна биосубъекту считается наиболее правдоподобной вместе с Гипотезой H_{m_0} и, в качестве "бесплатного приложения" считается наиболее правдоподобной целью G_{m_0} биосубъекта (такого рода моделей с соответствующими им Гипотезами и целями может быть несколько).

Указанный алгоритм называется в ТПЭ *объективной телеологией* и повсеместно используется в ней [2, с. 27; с. 5, Прил. 6.2.2; 6].

В следующем пункте он использован для двух ЭО гипотез.

6. Существует много разнообразных Гипотез о "двигателях" Истории Человечества: религиозных, экономических, этнических и др. При этом нельзя обойти факта постоянной вражды отдельных этносов, которую некоторые ученые считают просто наследием постоянной "борьбы за существование" животных предков.

Принимая этот факт как некоторую данность, *Л.Н. Гумилев* в традиции русского космизма выдвинул Гипотезу истории Человечества, как этногенеза [8], По *Л.Н. Гумилеву* малая пассионарная часть этноса (Малый Народ) численности M *малонародецев*, составляющая малую долю $p = M/N \ll 1$ этноса численности N , оказывает сильное влияние на большую непассионарную часть этноса (Большой Народ) численности $N - M$. Первая фаза влияния – "свой-чужой", состоит в консолидации большенародцев в их противостоянии чужим этносам и вторая (основная) – сильная безжалостная экспансия вплоть до геноцида "чужаков".

Гипотеза *Л.Н. Гумилева* симметрична, В ней в каком-то из этносов формируется Малый Народ, этнос мужает, начинает доминировать среди других этносов, стареет, гибнет и уступает в той же роли другому этносу, что и составляет длящийся по сей день этнический период Истории Человечества. Далее будем говорить, что Малый и Большой Народы составляют некоторую *Популяцию индивидуумов*.

Существенную несимметрию в симметричную Гипотезу *Л.Н. Гумилева* внесли *Арье Каплан* [9] и *И.Р. Шафаревич* [10]. У них один Малый Народ влияет на один Большой Народ, включающий все другие враждующие между собой этносы Человечества с той лишь разницей, что у первого это влияние **благотворно**, а у второго – **злотворно**.

В рационалистической традиции еврейской Кабалы *Арье Каплана* выдвинул Гипотезу I "лазутчиков" [9]. По *Арье Каплану* в некоторый момент t времени, далее принятый за начальный ($t=0$) (см. рис. 1) "среди враждующих между собой туземцев некоторого острова (Большой Народ) тайно появляются некоторые лазутчики" (Малый Народ).

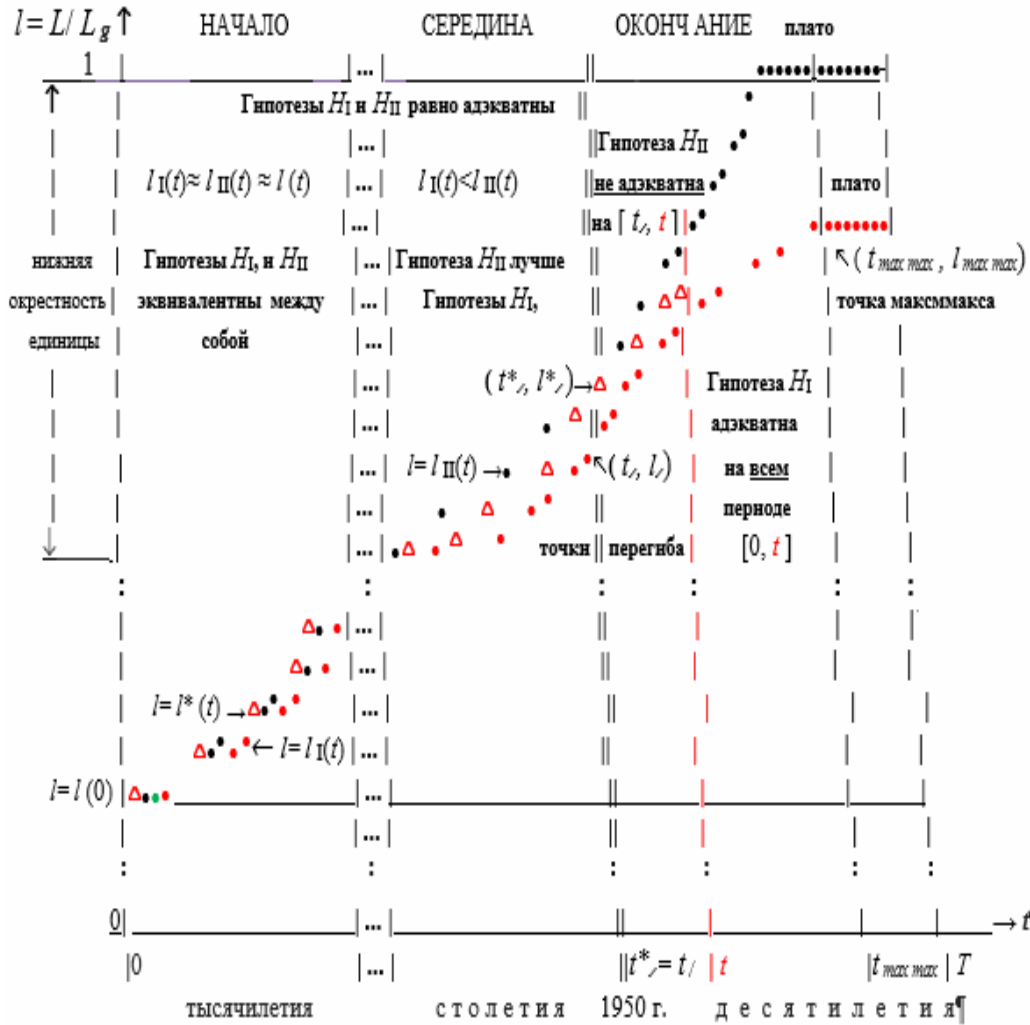


Рис. 1. Результат верификации трендов СПЖ-функций. Кривые $l = l_I(t)$ (●●●) и $l = l_{II}(t)$ (●●●) верифицируются с кривой $l = l^*(t)$ тренда СПЖ-функции Человечества,

Гипотеза H_I (адекватна на всем периоде $[0, t]$) правдоподобней Гипотезы H_{II} (неадекватна на периоде $[t_1, t]$), где t текущий момент времени, а L_g верхний предел СПЖ человека.

В рамках теории "властного, но затаенного Малого Народа" французского историка начала 20 в. *Огюстена Кошена*.

И.Р. Шафаревич выдвинул Гипотезу II Малого Народа [9], определенно враждебного Большому. Для подтверждения своего тезиса он привлекает как христианские толкования канонических библийских текстов, так и неканонических, четко об этом указывая.

При этом его особо заботит трагическая судьба России 20-го века.

7. Существует много разнообразных многопараметрических Гипотез и математических моделей гуманизации с набором разнообразных показателей гуманизации, таких, как ВВП и др. На основе Гипотезы I *Арье Каплана* была построена простая малопараметрическая вероятностная, рискованная модель гуманизации [5, Прил. 2]. Использовался

малый параметр доли $p \ll 1$ малонародцев среди индивидуумов Популяции. к которому добавляются новый малый параметр s влияния Малого Народа на большенародца (см. соотношение (10 c)). и параметр u личной терпимости большенародца к малонародцу (см. соотношение (9 c)).

Основное значение имеет выбор в качестве показателя гуманизации (целевого функционала) величины L средней продолжительности (СПЖ) индивидуума, который выражается через риск R гибели индивидуума соотношением

$$L \approx 1 / R . \quad (6, e')$$

Это соотношение следует из соотношения (5, d) $R \approx 1 / T_R$ для биообъектов, если сохранить обозначения для рисков и вместо символа T_R использовать символ L . Тогда требование гуманизации сводится к максимизации $L \rightarrow \text{Max}$ единственного показателя СПЖ L (эквивалентно $R \rightarrow \text{Min}$). Модель использует следующие соотношения.

Вводятся условные вероятности риска малонародца R и большенародца R , через которые по формуле полной вероятности выражается риск R индивидуума

$$R = p R + (1 - p) R . \quad (8 a)$$

Соответствующие СПЖ $L \approx 1 / R$ и $L \approx 1 / R$ рассматриваются, как монотонно растущие с ростом жизненно важного потребляемого ресурса K функции $L = F (K ')$ и $L = F (K '')$. Рассмотрения ведутся в условиях ограниченности конкурентно потребляемых ресурсов, когда имеет место соотношение $K' + K'' = K = \text{const}$, эквивалентное соотношению $F^{-1} (L) + F^{-1} (L) = K = \text{const}$. При этом рассматривается предельно простая линеаризация функции $Y = F^{-1} (X) = X$, когда последнее соотношение приобретает вид $L + L = K = \text{const}$, эквивалентный соотношению

$$1 / R + 1 / R \approx 2 / H = \text{const}, \quad (8 b)$$

где $H = 2 / K = \text{const}$ среднее гармоническое рисков R и R .

Слабое влияние малонародцев на большенародца описывается близкой к единице положительной функцией $f = f (p) \approx 1$, называемой $f(p)$ -влиянием. В результате имеем соотношение

$$R \approx R f (p) . \quad (8 c)$$

Покажем, что при трех выше указанных соотношениях целевая функция

$$R \approx (H / 2) r (p, y) , \quad a)$$

оказывается пропорциональной безразмерной функции двух переменных p и y

$$r = r (p, y) = (1 + y) [p / y + (1 - p) f (p)] \quad b) (9)$$

называемой риск-функцией, где безразмерное переменное y является отношением

$$y = R / R < 1 \quad c)$$

называемым y -терпимостью большенародца к малонародцу .

Действительно. С учетом соотношения (8 c) имеем приближенное выражение риска

$$R = pR + (1-p)R \approx pR + (1-p)Rf(p)$$

С учетом соотношения (8 b) получим два тождества

$$R = (H/2)(1 + R/R) = (H/2)(1 + 1/y) \text{ и}$$

$R = (H/2)(1 + R/R) = (H/2)(1 + y)$. Подставив их в соотношения (8 a), получим выражение риска

$R \approx (H/2)(1 + y)[p/y + 1 - p]f(p)$, что соответствует соотношению (9 a).

Соотношение (8 b), было получено в работе [5, соотношение (П. 2.5) b] из соотношения "улучшение-стоймость" теории оптимального управления риском для минимизации затрат на природоохранные мероприятия [7].

Здесь удалось получить его, избежав дополнительные допущения. Приступим к минимизации риска R по переменному y .

Прямая пропорциональность величины $R \approx (H/2)r(p, y)$, величине $r = r(p, y)$ (см. соотношение (8 a)) сводит минимизацию величины

$R \rightarrow Min$ к минимизации величины $r \rightarrow Min$, представленной выражением (8 b). Проведем такого рода минимизацию по аргументу y (y – терпимости).

Имеем минимум выражения (9 b) риск-функции $r = r(p, y_{min})$

$$r_{min} = r(p, y_{min}) = \min_y r(p, y) = \{ p^{1/2} + [(1-p)f(p)]^{1/2} \}^2, \quad a)$$

при оптимальном значении

$$y = y_{min} = [p/(1-p)f(p)]^{1/2} \quad b)$$

Окончательная определенность достигается линейной параметризацией $f(p)$ -влияния

$$f = f_c(p) = 1 + c \ln(1/p) \approx p^{-c} \quad c)$$

по малому параметру c ($|c| \ll 1$), приводящей выражение (9 b) к выражению

$$r = r_c(p, y) = (1 + y)[1 + p/y + c \ln(1/p)], \quad d)$$

имеющему минимум по y при $y = y_{min} \approx p^{1/2}$ в верхней окрестности единицы (10)

$$r_{min y} = r_c(p, y_{min y}) \approx r_c(p) = 1 + 2p^{1/2} + c \ln(1/p). \quad e)$$

При $c > 0$ риск-функция $r = r_c(p)$ имеет по p минимум

$$r_{min y \text{ min } p} = r_c(p_{min y \text{ min } p}) \approx 1 + 2c + 2c \ln(1/c) \approx 1 + 2c \ln(1/c) \text{ при} \\ p = p_{min y \text{ min } p} \approx c^2 \quad f)$$

и точку перегиба

$$r_{min y \text{ } \nearrow} = (p_{min y \text{ } \nearrow}) \approx 1 + 4c + 2c \ln(1/2)c =$$

$$= r_{min y \text{ min } p} + 2(1 - \ln 2) \approx r_{min y \text{ min } p} + 0.6c, \text{ при}$$

$$p = p_{min y \text{ } \nearrow} \approx 4c^2. \quad g)$$

При $c < 0$ риск-функция $r = r_c(p)$ монотонно возрастает с ростом p

$$r_{-|c|} = (p) = 1 + 2p^{1/2} - |c| \ln(1/p). \quad h)$$

При $p \gg p_{min y \text{ } \nearrow} = 4c^2$, оставаясь в верхней окрестности 1-цы,

риск-функция

$$r = r_c(p) \approx r(p) \approx 1 + 2p^{1/2} \quad i)$$

асимптотически вырождается в риск-функцию $r = r(p)$, не зависящую от параметра c !

Минимизация значений риск-функций $r = r(p, y)$ и $r = r_c(p, y)$ элементарно. Например, приравнявая к нулю частную производную $r(p, y)'_y = 0$ по y , имеем $r(p, y)'_y = -p/y^2 + (1-p)f'(p)$.

Откуда $y_{min} = [p/(1-p)f'(p)]^{1/2}$, что сразу приводит к основным соотношениям (10 b и c). Здесь минимизации $r_{min y min p}$ проводился по переменным сначала по y , а потом по p .

Легко показать, что при обратном порядке минимизация будут получены те же результаты $r_{min p min p} \approx r_{min y min p}$ (инвариантность минимина), аналогично теореме минимакса в теории игр Дж. фон Неймана. Далее дважды минимизированные величины риск-функции и риска имеют записи $r_{min min}$ и $R_{min min}$ соответственно.

Для $y = 1$ риск-функция $r = r_c(p, y)$ принимает вид

$$r_c(p, 1) = r_{c1}(p) = 2 [1 + p + c \ln(1/p)] \quad a)$$

с минимумом по p при $p = p_{min1} \approx c$ в верхней окрестности 2-ки

$$r_{min1} = \min_p r_{c1}(p) = r_c(p_{min1}) = 2 [1 + c + c \ln(1/c)] \approx \quad (12)$$

$$\approx 2[1 + c \ln(1/c)] \quad b)$$

монотонно возрастая с ростом p без точки перегиба оставаясь в верхней окрестности 2-ки.

При $p=0$ риск-функции $r = r_c(p)$, $r = r_{-|c|}(p)$ и $r = r_{c1}(p)$ имеют значения $r = \infty$, $-\infty$ и 0 соответственно. Поэтому для сохранения их смысла далее полагаем

$$\left(\begin{array}{l} r_c(p) = const \quad (0 < p < r_{min min} \approx c^2 \quad c) \\ r_{-|c|}(p) = 0 = const \quad \text{при } \{ 0 < p < p_0, \text{ где } p_0 = r_{-|c|}^{-1}(0) \quad b) \\ r_{c1}(p) = const \quad (0 < p < r_{min1} \approx c \quad a) \end{array} \right. \quad (13)$$

Сопоставление поведения риск-функции $r = r_c(p)$ с ростом параметра p в верхней окрестности 1-цы при $c > 0$ с точкой перегиба (соотношения (10 f и g)) и при $c < 0$ без нее (соотношение (10 h))

указывает на их качественное отличие, что имеет основное значение для дальнейших рассмотрений,

При этом с учетом малости параметра $c \ll 1$ здесь фигурируют величины даже еще меньших порядков малости. Так разности значений $p_{min1} - p_{min min} \approx 3c^2$ и соответствующих им значений

$$r_{min1} - r_{min min} \approx 0.6c.$$

Соотношения (10 f) и (12) впервые были получены в работе

[5, соотношения (П.2.11)]. Там же было замечено существенное различие: $p_{min1} - p_{min min} \approx c - c^2 \approx c$ (на порядки) и $r_{min1} / r_{min min} \approx \{2[1 + c \ln(1/c)]\} / [1 + 2c \ln(1/c)] \approx 2$ (в 2-а раза), особо впечатляющее при переходе от отношения рисков к обратному отношению СПЖ

$$r_{min1} / r_{min y min p} \approx R_{min1} / R_{min y min p} \approx L_{max y max p} / L_{max1} \approx 2 \text{ или}$$

$L_{max 1} \approx (1/2) L_{max y max p}$ и при $L_{max y max p} \approx 100$ лет имеем всего $L_{max n 1} \approx 50$ лет [5, Табл.П.2]. что явилось первоначальным поводом дальнейших рассмотрений этой работы. Однако, там не было еще обращено внимание на существование точки перегиба у

риск-функции $r = r_c(p)$ при $c > 0$ (соотношения (10 g)) и ее отсутствия при $c < 0$ (соотношения (10 h)), являющихся основными для настоящей работы.

Демографические представления о гибели Малого Народа и Популяции связаны с требыванием пребывания соответствующих численностей M, N и СПЖ L в определенных допустимых нижнего и верхнего (во избежания коллапса) пределах $M_s < M < M_g, N_s < N < N_g, L_s < L < L_g$, с учетом соотношения (5 d') и $R_s = 1/L_g$ и $R_g = 1/L_s$ имеем $R_s < R < R_g$

При этом имеет место новая нормировка риск-функции вида

$$R \approx R_s r(p, y), \quad (14)$$

Действительно. Из соотношений (9 a) и (10 f) имеем

$$R_{min min} = (H/2)r_{min min} \approx (H/2)1 = H/2, \text{ т.е. } R_{min min} \approx H/2.$$

Но величина $R_{min min} = R_s$ совпадает с величиной R_s минимально допустимого значения R_s того же риска R . Таким образом имеем

$R_s = R_{min min} \approx H/2$, т.е. $H/2 \approx R_s$. Подставив это значение в соотношение (9 a), получим соотношение (14) □.

Имеем также $R_s < R < R < R_g$ и $R_s < R < y = R/R < 1$.

Для дальнейших рассмотрений важен переход от риск-функции $r = r(p, y)$ в верхней окрестности единицы к соответствующей СПЖ-функции $l = l(p, y) = 1/r(p, y)$ в нижней ней окрестности единицы (см. рис. 1). Для нее имеем соотношения, следующие из соотношений (10 f – i).

При $c > 0$ СПЖ-функция $l = l_c(p) \approx 1 - 2 p^{1/2} - c \ln(1/p)$ (модель I) имеет по p максимум

$$l_{max max} = l_c(p_{max max}) \approx 1 - 2c - 2c \ln(1/c) \approx 1 - 2c \ln(1/c) \quad \text{при } p = p_{max max} \approx c^2 \quad a)$$

и точку перегиба

$$l_{max \surd} = (p_{max \surd}) \approx 1 - 4c - 2c \ln(1/2)c = l_{max max p} - 2(1 - \ln 2)c \approx l_{max max} - 0.6c \quad \text{при } p_{max \surd} \approx 4c^2. \quad b)$$

При $c < 0$ СПЖ – функция $l = l_c(p)$ (модель II) монотонно убывает с ростом p

$$l_{-|c|}(p) = 1 - 2 p^{1/2} + |c| \ln(1/p). \quad c)$$

При $p \gg p_{min y \surd} = 4c^2$, оставаясь в нижней окрестности 1-цы,

СПЖ -функция (15)

$$l = l_c(p) \approx l(p) \approx 1 - 2 p^{1/2} \quad d)$$

асимптотически вырождается в СПЖ-функцию $l = l(p)$, а соотношения ((13 a и b)) в $(l_c(p) = const \ (0 < p < r_{min min} \approx c^2$ соотношения l { при { e) $(l_{-|c|}(p) = 0 = const \ (0 < p < p_0$,

где $p_0 = r_{-|c|}^{-1}(0)$ f)

8. Оценка правдоподобности ЭО Гиплтез I и II. Очевидно, что Гиплтезы ЭО, т.к. они используют одно и то же число понятий и допущению, как и соответствующие им модели I и II с

СПЖ:-функциями $l = l_c(p)$ и $l = l_{-|c|}(p)$, разнящимися лишь знаками параметра c -влияния. Модели требуют проверки (верификации) их на адекватность с имеющимся глобальным трендом СПЖ

$L^* = L^*(t) = L_g l(t)$ человека в годах (см. рис. 1). Для этого необходимо придать соотношениям (15) динамический характер, сделав аргумент p СПЖ:-функции $l = l_c(p)$ зависящим $p = g(t)$ от времени t .

Для выяснения характера функции $p = g(t)$ заметим, что

по-прежнему имеем $p = g(t) = M(t) / N(t) \ll 1$ ($M(t) \ll N(t)$) с трендами численностей $M = M(t)$ малонародцев и $N = N(t)$ большенародцев. Покажем, что если тот и другой

1) не убывают во времени t ($M'(t) > 0$ и $N'(t) > 0$) и

2) первый возрастает медленнее второго ($M'(t) < N'(t) > 0$), то функции $p = g(t)$ не возрастает во времени t . т.е.

$$g'(t) < 0. \quad (16)$$

Для этого с учетом предыдущих соотношений рассмотрим производную $g'(t) = [M(t) / N(t)]'$. Имеем

$$g'(t) = [M'(t)N(t) - M(t)N'(t)] / N(t)^2 < \\ < [M'(t)N(t) - N(t)N'(t)] / N(t)^2 = [M'(t) - N'] / N(t) < 0, \\ \text{т.е. } g'(t) < 0. \text{ При этом функция } t = g^{-1}(p), \text{ обратная функции } \\ p = g(t), \text{ так же монотонно убывает с ростом } p \text{ (} g^{-1}(p)' < 0).$$

Теперь можно проследить динамику кривых

$$l = l_c(g(t)) \approx 1 - 2g(t)^{1/2} - c \ln(1/g(t)) \quad \text{и}$$

$l = l_{-|c|}(g(t)) \approx 1 - 2g(t)^{1/2} + |c| \ln(1/g(t))$, для которых введем обозначения $l = l_c(g(t)) = l_I(t)$ и $l_I = l_{-c}(g(t)) = l_{II}(t)$, обозначая

$$t_{max \nearrow} = g^{-1}(p_{max \nearrow}) \text{ и } t_{max max} = g^{-1}(p_{max max}) \text{ (} t_{max \nearrow} < t_{max max})$$

(см. рис. 1.).

Кроме того, в динамике на интервале $[0, T]$ времени t , включающем $l_{max max}$, соотношения (15) перейдут в следующие соотношения.

При $c > 0$ СПЖ:-функция $l = l_I(t) \approx 1 - 2g(t)^{1/2} - c \ln(1/g(t))$ имеет по t максимум и точку минимина $(t_{max max}, l_{max max})$

$$l_{max max} = l_I(t_{max max}) \approx 1 - 2c - 2c \ln(1/c) \approx 1 - 2c \ln(1/c) \\ \text{при } t = t_{max max} \approx g^{-1}(c^2), \quad a)$$

а также точку перегиба $(t_{\nearrow}, l_{\nearrow})$

$$l_{\nearrow} = l_I(t_{\nearrow}) \approx 1 - 4c - c \ln(1/2)c = l_{max max p} - 2(1 - \ln 2)c \approx l_{max max I} - 0.6c, \\ \text{при } t = t_{\nearrow} \approx g^{-1}(4c^2). \quad b)$$

При $c < 0$ СПЖ -функция $l = l_{II}(t)$ монотонно возрастает с ростом t $l_{II}(t) = 1 - 2g(t)^{1/2} + |c| \ln(1/g(t))$. c)

При $t \gg p_{min \searrow} = 4c^2$, оставаясь в нижней окрестности 1-цы,

СПЖ -функции (17)

$$l = l_I(t) \approx l_{II}(t) \approx l(t) = 1 - 2 g(t)^{1/2} \quad d)$$

асимптотически вырождается в СПЖ-функцию $l = l(t)$, а соотношения ((13 a и b)) в соотношения

$$l = l_I(t) = l_{max\ max} = const \text{ при } t_{max\ max} < t < T \text{ (плато)} \quad e)$$

$$l = l_{II}(t) = 1 = const \text{ при } 0 < t < t_1, \text{ где } t_1 = l_{II}^{-1}(1) \text{ (плато)} \quad f)$$

Заметим, что формально можно ввести третью нейтральную Гипотезу отсутствия влияния Малого Народа на Большой, когда $c = 0$ и СПЖ-функция имеет вид $l = l_0(g(t)) = 1 - 2 g(t)^{1/2} = l(t)$. Поскольку последняя качественно не отличается от СПЖ-функции $l = l_{II}(t)$, далее она отдельно не рассматривается.

9. Предстоящая верификация состоит в сопоставлении кривых СПЖ-функции $l = l_I(t)$ и $l = l_{II}(t)$ с кривой $l = l^*(t)$ Популяции представленной Человечеством. Здесь не может быть и речи о поточечной верификации. Давно уже пора смириться с тем, что поразительная численная точность Законов объектов неживой Природы, принципиально недостижима для Законов биосубъектов и вовсе не из-за наших временных "недоделок" будущей точной теории. Более того, в отличие от верификации с массовыми объектами, здесь проводится верификация с уникальным субъектом-Человечеством, представленным единственным эмпирическим трендом СПЖ-функции $l = l^*(t)$ с пока единственной характерной к тому же неточно определенной точкой перегиба (t^* , l^*) (см. рис. 1). Точка ($t^+_{max\ max}$, $l^+_{max\ max}$) максимума с плато пока достигнута лишь для СПЖ $L^+ = L^+(t)$ долгожителей (см. рис. 2).

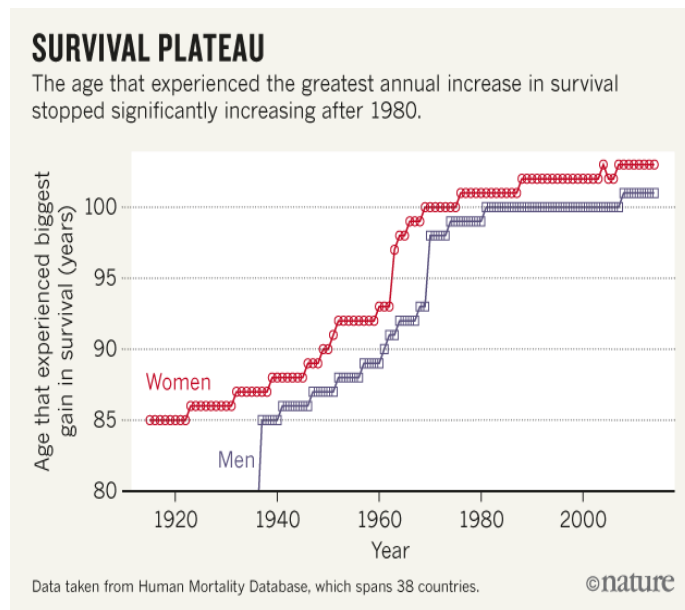


Рис. 2. Средняя продолжительность $L^+ = L^+(t)$ жизни (СПЖ) долгожителей человека в годах, достигших "плато"

Humans May Have Already Reached Their Maximum Lifespan - Scientific American
https://www.scientificamerican.com/article/humans-may-have-already-reached-their-maximum-lifespan/?WT.mc_id=SA_BS_20161007

Поэтому при неточно определенной точке (t^*, l^*) перегиба кривой $l = l^*(t)$ (см. рис. 1) далее проводится качественная верификация кривых $l = l_I(t)$ и $l = l_{II}(t)$ с кривой $l = l^*(t)$ по их вогнуто-выпуклости на временном интервале $[0, t]$, оканчивающемся текущим моментом времени t .

Разбьем историю человечества на три все более коротких периода, называемых условно НАЧАЛОМ, СЕРЕДИНОЙ и ОКОНЧАНИЕМ, на каждом из которых и будем проводить верификацию (см. рис. 1).

Первому периоду в тысячелетиях соответствует вырожденная СПЖ-функция $l = l(t)$ (соотношение (16 d)).

Третьему соответствует СПЖ-функции $l = l_I(t)$ и $l = l_{II}(t)$ (соотношения (16 a, b и d)) (он начинается с моментов перегиба СПЖ-функций $l = l^*(t)$ и $l = l_I(t)$).

Наконец, второй является промежуточным между первым и третьим в том смысле, что СПЖ-функции $l = l_I(t)$ и $l = l_{II}(t)$ на нем определяются монотонной интерполяцией их значений на первом и третьем периодах.

Начнем верификацию с совмещения даже не точек перегиба (t, l) и (t^*, l^*) , а только их моментов $t, = t^* \approx 1950$ г. (см. рис. 2). Этим подчеркивается не точечный, а лишь вогнуто-выпуклый характер предстоящей верификации.

На периодах НАЧАЛА и СЕРЕДИНЫ СПЖ-функции $l = l_I(t)$ и $l = l_{II}(t)$, как и СПЖ-функция $l = l^*(t)$ вогнутые и поэтому Гипотезы H_I и H_{II} адекватны. При этом на периоде НАЧАЛА они эквивалентны между собой, т.к. для СПЖ-функций имеем асимптотическое совпадение

$l_I(t) \approx l_{II}(t) \approx l(t)$, в то время, как на периоде СЕРЕДИНЫ, оставаясь адекватными, Гипотеза H_{II} оказывается даже лучше (оптимистичнее) Гипотезы H_I . Такое заключение делается из-за величтны СПЖ L как критерия гуманизации Человечества и соотношения $l_I(t) < l_{II}(t)$ СПЖ-функций, следующего из монотонной интерполяции на промежуточном периоде СЕРЕДИНЫ

На периоде ОКОНЧАНИЯ СПЖ-функция $l = l_{II}(t)$ продолжает быть выпуклой, но СПЖ-функция $l = l^*(t)$ становится вогнутой после момента t^* , перегиба и поэтому Гипотеза H_{II} делается неадекватной, в то время как СПЖ-функции $l = l_I(t)$ вогнута вместе с СПЖ-функции

$l = l^*(t)$ и поэтому Гипотеза H_I адекватна на всем периоде $[0, t]$.

В итоге Гипотеза H_I оказывается **правдоподобнее** Гипотезы H_{II} .

10. Верификация все еще не корректна, пока конкретно не определено, кто подразумевается в концептуальной модели Малого Народа : французские просветители-революционеры, масоны, нигилисты-

народники, евреи, "сионские мудрецы" или современная глобальная либеральная элита?

Евреи по *Л. Н. Гумилеву* заведомо не Малый Народ, так как он не причисляет их к этносу [11]. Зато *Арье Каплан* и *И. Р. Шафаревич* единокорны в своем мнении - их Малый Народ это евреи.

Заметим, что "лазутчики" концептуальной модели *Арье Каплан* могут интерпретироваться и как Малый Народ еврейских мудрецов среди Большого Народа простых евреев.

При этом здесь имеет место вырожденный случай соотношения (16) $g'(t) < 0$ падения доли численности $p = g(t)$ мудрецов до их полной гибели при $p = g(t_d) = 0$, где $t_d \ll t^*$, ("эффект исчезновения"), что имеет место в действительности!

Приведем доводы, указывающие на то, что евреи вполне удовлетворяют допущениям приведенной рискованной модели Малого Народа.

Их малочисленность $M \ll N$ ($p \ll 1$) по сравнению с численностью Человечества бесспорна. Более того они в точности удовлетворяют важному требованию $M'(t) < N'(t)$ медленности роста их численности по сравнению с ростом численности Человечества, приводящее к соотношению (16) $g'(t) < 0$ падения доли численности $p = g(t)$ евреев во времени t .

Их слабое влияние ($|c| \ll 1$) отражено в затянувшейся на тысячелетия переменной истории Человечества с трудно уловимыми спорными тенденциями.

Их "Ахилесовой пятой" является согласно соотношения (10 b) оптимально малая терпимость ($y_{min} \ll 1$) к ним неевреев. Она вредоносна, но вместе с тем и полезна для закалки.

Вместе с тем нельзя обойти и возможность "естественного исчезновения" евреев по причинам принципиально отличающимся от причин, приведших к исчезновению мудрецов.

Рассмотрим простейшую динамическую аддитивную модель $K(t) = K(t) + \xi(t)$ численности $K(t)$, биообъектов в дискретном времени $t = n \Delta t$ ($n = 0, 1, \dots, t / \Delta t$), где Δt равно году, $K(t) = M(t)$ тренд и $\xi(t)$ случайная с независимыми значениями в разные годы флуктуация с $M(t) = 0$ и полуразмахом $C_K = \max_{1 < t < t'} |\xi(t)|$.

До сих пор рассматривались трендоподобные численности $K = K(t)$ биообъектов, когда на интервале $[0, T]$ $K(t) \gg C_K$ и поэтому $K = K(t) \approx K(t) \gg C_K$, что гарантировало выживание биообъектов.

Численность $M = M(t) = M(t) + \mu(t)$ евреев в начале их истории на интервале времени $[t', t'']$ в периоде НАЧАЛА истории Человечества (см. рис. 1) не была трендоподобной, так как тогда ее малый тренд $M(t)$ с большими флуктуациями $\mu(t)$ был порядка полуразмаха C_M ($M(t) \approx M(t)$).

$\approx C_M$), что не гарантировало выживание евреев на указанном интервале времени. Более того при достаточно большой величине $s = t' - t' \gg 1$ интервала времени $[t', t'']$ здесь, согласно соотношения (6 а), надежность $P = P_R(s)$ существования евреев экспоненциально падает $P = P_R(s) \approx e^{-s/TR} \ll 1$, становясь сколь угодно малой ("естественное исчезновение под прессом неевреев").

Поэтому их существование можно объяснить как следствие неучета вмешательства некоторого существенного фактора или как "сверхестественное чудо".

Выражаю Благодарность докторам *Г. Горелику* и *С. Флейшману* за полезные критические замечания, учтенные автором в тексте работы.

Список литературы

1. *Б.С. Флейшман*. Элементы теории потенциальной эффективности/ Радио и связь, . Москва, 1982 г,
2. *Б.С. Флейшман*. Основы системологии. Радио и связь, . Москва, 1982 г.
(2-е изд. *Bentsion Fleishman*. Fundaments of Systemology. Lulu. New York, 2008)
3. *Б.С. Флейшман*. Конструктивные методы оптимального кодирования для каналов с шумами. Изд.-во АН СССР. Москва, 1963 г.
4. *Г.Е. Горелик*. Предел Бремермана и *cGh*-физика (*Gennady Gorelik*, Bremermann's Limit and *cGh*-physics. <http://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/0910/0910.3424.pdf>).
5. *Б. Флейшман*. Выбор за Вами. Ойкумена. Москва-Нью-Йорк, 2000 г (bentsionfleishman.info, книги)
(2-е изд. *B. Fleishman*. The Choice is Yours. Oecumene. Moscow-New-York, 2003).
6. *B. Fleishman*. Stochastic Theory of Complex Ecological System.
Part 6. In book: Complex Ecology.ed *B. Patten*, *S. Jorgensen*. Prentice Hall. 1992.
7. *B. Fleishman*. Probabilistic Safety Criteria. In book: Probabilistic Safety Assessment and Management. PSAM 4. Vol. 4.
(Proceeding of the 4-th Intern. Conf. 13-18 Sept. 1998, N Y City, USA) (pp. 2801-2806). Springer. New York, 1998.
8. *Л.Н. Гумилев*. Этногенез в биосфере Земли. Гидрометеиздат. Ленинград, 1991 г.
9. *Арье Каплан*. Если бы Вы были Б-гом. Шамир. Иерусалим, 1995 г. (пер. с англ.).
10. *Игорь Шафаревич*. Русофобия. Молодая гвардия, Ленинград, 1990 г. / Газета "День" № 29 (50), 22-28 марта, 1992 г.
<http://zavtra.ru/cgi/veil//data/denlit/050/82.html>.