

ОТ ИЗДАТЕЛЯ

Отмечая 70-летний юбилей доктора технических наук, профессора Б.И. Кудрина необходимо отметить наиболее важное, сделанное им в Науке. Создана научная школа ценологических исследований, которая объединяет десятки ученых в России и за рубежом. Выявлена и доказана закономерность устойчивости структуры техноценозов по разнообразию и общность структуры ценозов любой природы. Открыт закон информационного отбора и свыше 40 закономерностей техноэволюции, формализованы узловые точки научно-технического прогресса и специфика документального обеспечения технической деятельности, что позволило создать технетику (и электрику как ее составную часть) как науку о технической реальности – техноценозах. Сформулирована третья (ценологическая) научная картина мира. Создан математический аппарат гиперболических H -распределений (негауссовы бесконечно делимые распределения Колмогорова, Хинчина, Гнеденко), в пределе сходящихся к распределению по повторяемости простых сомножителей в факториале натурального числа. Юбилей Бориса Ивановича совпал с 30-летием открытия им данного распределения, названного им в 1974 году каноническим H -распределением.

Направление канонического моделирования началось с отказа публикации модели даже в части статьи, но увенчалось сегодня выходом в печать сборника, полностью посвященного развитию модели. В сборнике собраны все наиболее значимые публикации развития моделей структуры ценозов с использованием канонических H -распределений простых чисел за 30 лет. По статьям, включенным в сборник, можно проследить историю развития исследований. Последним достижением является создание Фуфаевым В.В. и Калашниковым Д.А. универсальной модели структурно-топологической динамики временных рядов простых чисел, позволяющих адекватно моделировать эволюцию структуры ценозов любой природы.

Отсутствие государственного института, ведущего программы фундаментальных ценологических исследований, предопределило создание в 1991 г. организационной структуры (НИИ Ценологии) – «Центра системных исследований». Центр, руководимый В.В. Фуфаевым, явился организационным оформлением развития ценологической научной школы для проведения обобщений, накопления информации, фундаментальных исследований, осуществления повседневного практического применения и популяризации теоретических разработок. Центр имеет опыт ценологических научно-исследовательских работ в области экономики, приватизации, фондового рынка, строительства, электроэнергетики, металлургии, медицины, фармации, образования. В Центре подготовлены (защищены) одна докторская, четыре кандидатских диссертации, развивающие ценологический анализ, готовятся докторская и три кандидатские диссертации.

Программы фундаментальных и прикладных научных ценологических исследований Центра:

1. Исследование динамики структуры ценозов для создания эволюционной теории ценологических систем различного типа.
2. Каноническое моделирование динамики структуры ценозов любой природы рядами простых чисел.
3. Исследование структуры территориальных экономических систем для создания бизнес-ценологической теории.

В 1996 г. Центр организовал и начал издание серии «Ценологические исследования» под редакцией проф. Кудрина Б.И., направленное на публикацию последних достижений в области ценологических исследований. На сегодняшний день это 26 выпусков. Настоящий сборник представляет собой подарок издателя к 70-летию юбилею профессора, доктора технических наук Кудрина Бориса Ивановича (30-летию открытия им фундаментального канонического H -распределения простых чисел).

ИЗДАТЕЛЬСТВО

Томского государственного университета

Томск, пр. им. Ленина, 34. Тел. 5-26-26 и 2-44-74

Рег. слес. № 58909 в Госуправлении Томского Госбанка

№ 1 | 17

27 - апреля 1974г.

Зам. главного инженера
Сибирского Гипромеза
тов. Астратову Р.Г.

Сообщаем, что при подписании к печати второго выпуска сборника "Электрификация металлургических предприятий Сибири" из него исключены:

1. Статья Шойфота А.Г. Перспективы Запсиба - флагамена сибирской металлургии.
2. Статья Коропова Б.Г. Изменение стоимостей проектирования и строймонтажа.
3. Из статьи Кудрина Б.И. - объяснение "закона" информационного отбора, моделирование пирамиды рис. I простыми числами; табл. 2, содержащая факториал 144.
4. Из статьи Ульзитюева О.В. - таблицы с абсолютными значениями технологических и ~~электрических~~ электрических показателей металлургических заводов Сибири и Украины.

Изменения согласованы с проф. И.Д. Кутявиным. С отв. за выпуск Кудриным Б.И. согласовано представление рис. I и рис. 2 в статье Крупенина Б.Ф. в относительных единицах.

Директор

Мордовина

/ Л.Г. Мордовина/

ФИЛОСОФСКИЕ ОСНОВАНИЯ ТЕХНЕТИКИ. I. Православие и современная техническая реальность. II. Онтология технической реальности и понятийное сопровождение ценологического мировоззрения. III. Математический аппарат структурного описания ценозов и гиперболические Н-ограничения. Материалы VI Международной научной конференции по философии техники (Москва, 24-26 января 2001 г.). Вып. 19. Ценологические исследования. - М.: Центр системных исследований, 2002. - 628 с.

Министерство химии
и нефтяной промышленности
Сибирский филиал
ГОСУДАРСТВЕННОГО
НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОГО
ИНСТИТУТА
по проектированию
металлургических
заводов
СИБГИПРОМЭС
196
г. Новокузнецк,
Кузбасская область

Вх 446
28.01.74
Главному инженеру
"Сибирского филиала"
ГИИ "Сантехпроект"
тов. Шлаферу Д.И.
г. Новокузнецк,
пр. Бардина 2

В соответствии с устной договоренностью прошу выполнить анализ видовой состава котельных по городам: Новокузнецку, Анжеро-Судженск, Топки, Ленинск-Кузнецкий и проверить их на соответствие моделям простых чисел.
Оплата будет произведена по исполнительной смете.

Главный инженер

Шойфот А.Г.

Тов. Виреницкий А.А.
Шойфот
3.06.74

Котельные Кузбасса и Н-распределение Ю.Г. Авилова (Сибсантехпроект, Новокузнецк)

Написание статьи вызвано двумя причинами: во-первых, обострением проблемы энергосбережения, которая в какой-то степени касается моей работы, и, во-вторых, моей причастностью к статистическому подтверждению устойчивости структуры техноценозов.

Работая в энергетическом отделе СПКБ Кузнецкого филиала Восточно-Сибирского углехимического института (ВУХИН), где начальником был Б.И. Кудрин, и перейдя затем в Сибирский Сантехпроект, мне пришлось всю жизнь заниматься котельными юга Кузбасса. Поэтому, когда встал вопрос о проверке закона информационного отбора, эта работа была поручена мне.

Начало работы относится к 1971-1972 гг., когда на ряде конференций и встреч Б.И. Кудриным была высказана идея об устойчивости разнообразия любого выделенного семейства отдельных изделий, оборудования цехов, других объектов. Будучи земляками с гл. Инженером Сибсантехпроекта Шлафером Д.И. (оба они из г. Гурьевска, оба пострадали от репрессий), они неоднократно обсуждали идею, тем более что оба активно участвовали в проектировании и строительстве Запсиба и других металлургических заводов Сибири. На каком-то этапе Давид Иосифович, поначалу скептически относившийся самой идее, что его объекты по разнообразию котлов, суточному расходу угля и производству пара и горячей воды можно представить в виде некоторых кривых, где соотношение по разнообразию котлов и их производительности оказывается строго соблюдаемым. Здесь, естественно, не обошлось без утверждения

проектировщика, что именно он принимает решения и, естественно, не соблюдает никакую кривую, хотя бы потому, что слышит о ней впервые.

К этому времени Кудрин, ставший начальником электротехнического отдела Сибгипромеца, где основным объектом был Запсиб, уже обладал достаточным авторитетом и договорился с главным инженером проекта Аркадием Григорьевичем Шойфотом о проведении статистического анализа. Он заключался в сборе по всем городам Кузбасса данных о котельных, включая сведения о ведомственной принадлежности о видах котлов (с паспортными характеристиками), суточных расходах угля и выбросах золы (привожу сохранившееся письмо-задание).

В течение 1972-1973 гг. по поручению Шлафера мы начали собирать данные, но лишь в начале 1974 г. удалось решить вопросы финансирования. В течение полугодия работа была закончена и данные по теплофикационным котлам г. Кемерово (за 1963 г.) и котлам г. Анжеро-Судженска (за 1964 г.) были впоследствии опубликованы. По ряду городов к настоящему времени данные утрачены, хотя именно сейчас, в связи с реформой жилищно-коммунального хозяйства, с необходимостью решения теплообеспечения городов и оптимизацией системы теплоснабжения были бы крайне полезны. Сохранились данные по г. Новокузнецку, где, несмотря на наличие трех крупных ТЭЦ, было 126 котельных.

Существо работы заключалось в проверке полученной статистики на соответствие гиперболическому H -распределению, и оно действительно подтвердилось. Из 445 теплофикационных котлов Кемерово 60% было уникальных, встретившихся по одному разу; по Анжеро-Судженску из 94 котлов 51% - уникальные. Шлафер и Шойфот были удивлены результатом, но... не более. Теория, крайне необходимая для решения проблем теплоснабжения небольших и средних городов, оказывается невозможной уже 30 лет.

Одновременно была проверена и другая идея Кудрина, заключающаяся в том, что эту кривую можно описать распределением простых чисел. Мне пришлось взять натуральный ряд чисел, каждое число разложить на простые сомножители, сосчитать все эти сомножители, начиная с двойки, чтобы число сомножителей было равно числу котлов в том или ином городе. Так было определено последнее число в натуральном ряде. Из этого ряда последовательно подсчитывались все простые числа - 2,3,5,7,11,13,19,... Проверка модели сводилась к тому, что количество двоек должно было соответствовать наиболее часто встречающимся котлам, а количество простых чисел встретившихся в выделенном ряде по одному разу, должно было соответствовать количеству индивидуальных котлов. Однако ни для этих двух городов, ни для городов Ленинск-Кузнецкий и Топки, модель простых чисел оказалась неприменимой, они на эту кривую «не легли».

ФИЛОСОВСКИЕ ОСНОВАНИЯ ТЕХНЕТИКИ. I. Православие и современная техническая реальность. II. Онтология технической реальности и понятийное сопровождение ценологического мировоззрения. III. Математический аппарат структурного описания ценозов и гиперболические H -ограничения. Материалы VI Международной научной конференции по философии техники и технетике (Москва, 24-26 января 2001 г.). Вып. 19. Ценологические исследования. - М.: Центр системных исследований, 2002. - 628 с.

МОДЕЛИРОВАНИЕ БИОЦЕНОЗОВ ПРОСТЫМИ ЧИСЛАМИ

Кудрин Б.И.

Количественные модели биоценоза и описание законов, определяющих его построение, имеют различные аспекты: установление причинных связей, которые существенны для биоценоза [85, 262] и сочетаются, по-видимому, с принципиальной неопределенностью, характерной для большинства взаимозависимостей; количественная оценка численности отдельных видов, основанная на статистической встречаемости и характеризующаяся трудностями фактического и методологического характера [86]; моделирование структуры биоценозов как системы, считая достоверно определенной численность каждого вида выделенного таксономического ранга, например, отряд (порядок), класс, тип (отдел).

Изучение структуры биоценозов имеет давнюю историю. Но количественно оно началось, вероятно, с работ С.Гартсайда, тезисно обобщенных в 1928 г. [485], который подтвердил вывод, качественно сделанный уже Ч.Дарвином, что огромное число видов всех классов и во всех странах принадлежит к числу редких [112, с.425]. Статистика, подтверждающая указанную закономерность, имеется и в исследованиях [177, 292], но в неполной форме и без обобщений.

Анализ статистической структуры, который предполагает исследование законов распределения особой-элементов системы, далее неделимых, привел Р.Фишера к логарифмическому ряду [458, 485] - первой широко известной модели, которая продолжает обсуждаться и развиваться [455, 484]. Сейчас очевидно, что распределение Уиллиса, исследующего таксономическую проблему распределения биологических родов по количеству биологических видов [486] и получившего характеристический показатель α порядка 0,5 в выражении, которое можно записать в виде

$$n(x) = \frac{A}{x^{1+\alpha}} \quad (1)$$

где $n(x)$ -повторяемость какой-либо величины; A - константа; $\alpha > 0$; исследования Юла в связи с математической теорией в эволюции, где в основе лежал ветвящийся процесс, $\alpha = 0,5$ [465, 487]; работы Аррениуса, показавшего аппроксимальную пропорциональность логарифма числа видов $\ln S$ логарифму особей $\ln U$ [448], закон частоты Раункиера, описывающего распределение видов растений на пробных площадках [470], сводятся к закону Ципфа [488] (и его разновидностям [468]), который определяет формирование информационных [11] и технических систем, что очевидно отражает общие свойства построения систем независимо от их природы. Эта общность может нарушаться более сильным воздействием, например, в культурфитоценозах, ударных случаях (разлив нефти). Но законы эволюции (см. статью: "Отбор: энергетический, естественный, информационный, документальный. Общность и специфика.") будут восстанавливать разнообразие.

Моделирование вначале сводилось к выбору аналитической зависимости и к геометрической интерпретации наилучшим образом, по мнению автора, описывающих явление. Этот подход, восходящий к Пирсону (список работ которого см.[189], а все типы кривых - [238]), обеспечивает точность для набора чисел (если они уже получены) такую, что писалось о поразительности согласия их с опытными биологическими данными [202]. Кривые Пирсона, имеющие при определенных параметрах гиперболический вид [238], применимы и сейчас, если сочетать их с современными методами обработки и оценки [189]. Недостаток кривых в констатации, в ограниченной возможности предсказывать и объяснять.

Р.Фишер считал, что число видов S и численность особей U связаны однозначно некоторой величиной $x < I$, определяемой выражением

$$\frac{S}{U} = \frac{1+x}{x} (-\ln(1-x)), \quad (2)$$

т.е. при заданных S , U есть единственный ряд, в пределе стремящийся к гиперболе [485]. Модели Престона [479], Макартура [468], Коэна [454], Энгена [455], Уотерсона [484] также имеют в виду однозначность закономерности. Модели [479,468] вошли в учебник [371], где, к сожалению, не указано, что Макартур признал свой подход несовершенным [469].

Несомненна заслуга Макартура в том, что его модели опирались на ряд логических посылок [468]. Этот подход, в отличие от чисто статистического, перспективен как попытка предложить объяснение устойчивости распределения видов в разных ценозах [484,460]. Исследования [484] основаны на вероятностных представлениях, [460] - на модели Бозе-Эйнштейна, что, вообще говоря, предполагает глубокую физическую основу процессов: отбор, минимизирующий действие [488]. Гиперболическая зависимость, $\alpha=0$ в выражении (1), вытекает при рассмотрении конкуренции видов за некоторый ограниченный ресурс среды (лимитирующий) и предположении, что максимум напряженности конкуренции между любой парой видов достигает своего минимума в стабильном биоценозе [309]. Модель проверена на техно- и биоценозах.

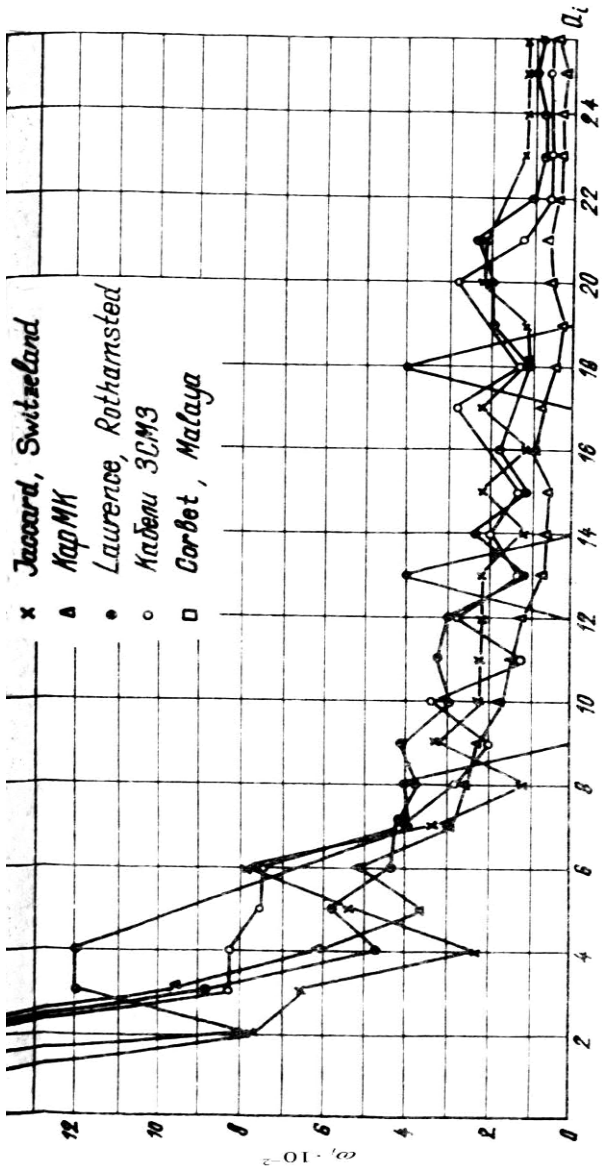
Таким образом, предпринимаются усилия не только наилучшим образом математически представить зависимость (1), но и теоретически, основываясь на общих посылках, доказать ее вид и значение параметров.

В этом случае, и для целей практики, существует вопрос о сравнимости результатов, так как количество видов и особей в выборках (генеральных совокупностях) различно. Возникает вопрос о кривой - числовом ряде, который для целей исследования ценозов можно было бы канонизировать. Такой ряд должен: 1) соответствовать явлению; 2) существовать для любого S , т.е. не иметь ограничений на длину ряда, легко получаться из общих посылок; 3) иметь однозначное соответствие между S и U (и обратно). Наконец, не малое значение имеет наглядность, простота получения, доступность для практического работника.

Используя модели биоценозов [458,484] для описания техноценозов, удалось показать их применимость, математическую тождественность явлений (см., например, рис.). А имея возможность оперировать (в технике) с выборками любого объема и генеральными совокупностями, удалось развить ряд представлений и использовать модели техно- и информценозов для описания биоценозов. В частности, предложить как каноническое - распределение простых чисел от 2 до N и сформулировать вопрос о видах-определителях, в наибольшей степени характеризующих биоценоз.

В табл.1 (четыре последние строки) приведено распределение: 1) сомножителей простых чисел для $N_i = 2000!$; 2) образцов пресноводных водорослей из малых прудов северо-восточной Испании [474]; 3) рептилий [460]; 4) электродвигателей Кузнецкого металлургического комбината КМК. Очевидно совпадение качественного характера кривых, кривые статистически неразличимы.

Трудности сравнения биоценозов, отличающихся всегда по количеству и видовому составу, пытаются преодолевать, во-первых, введением различных показателей-коэффициентов, оценивающих видовую структуру; во-вторых, применением относительных частот, как это принято в математической статистике [189, 238]. Но оба подхода недостаточны, потому что биоценоз - система, видовой состав которой характеризуется отсутствием математического ожидания и теоретически бесконечной дис



персий, т.е. возможна сколь угодно большая ошибка при определении численности отдельной популяции.

Рассмотрим показатели, представленные [262]: доминирования Симпсона $c = \sum (u_i/U)^2$; сходства Серенсона между пробами A и B : $D = 2C/(A+B)$, где C - число видов, общих для обеих проб; видового разнообразия Маргалефа $d_1 = (S-1)/\log U$; Менхиника $d_2 = S/\sqrt{U}$; Одума, Кантлона и Корникера $d_3 = S$ (на 1000 особей); общего разнообразия Шеннона $\bar{H} = -\sum p_i \log p_i$, где $p_i = u_i/U$; выравнинности Пиелу $e = \bar{H}/\log S$ и такие, как повторяемость $d = U/S$; уникальность видов $\omega_1 = W_1/S$, где W_1 - количество видов, встретившихся один раз каждый (численность первой ноевой касты), в табл. 1 $100 \omega_1 = 45,8$ %. Для всех показателей, как и для относительной частоты рангового ω_r и видового распределения ω_i

$$\omega_r = \frac{u_{s_r}}{U}; \quad \omega_i = \frac{n_i}{S} \quad (3)$$

где u_{s_r} - численность популяции s_r вида; W_i - количество видов одинаковой численности, образующих группу-касту (количество видов в касте, количество популяций одинаковой численности). Характерно, что конечный результат теряет информацию, которая содержит не только распределение (ряд), но и величины S и U . Кроме того, величина показателя для одного и того же ценоза меняется при изменении объема выборки (не действует закон больших чисел и центральная предельная теорема: нет сходимости, и ошибка не уменьшается). Так для Караганды $U=747, d=1,91$; $U=2561, d=2,21$; $U=24721, d=12,6$, т.е. существует функциональная зависимость $S=f(U)$ - в логарифмическом масштабе прямая, которая делает несравнимыми, переменными все коэффициенты (в том числе A, a в выражении (1)), за исключением показателя Шеннона, стремящегося, по-видимому, к константе.

Обратимся к рядам. Биологические исследования вначале опирались на видовое распределение, которое в монографии [485] представлено обширной статистикой. Затем вместе с исследованиями информценозов (науковедение, лингвистика, экономика, информатика и др.[11,471,488]) распространились ранговые распределения, которым в [371] отдано предпочтение для описания стационарных биоценозов.

Получение распределения предполагает предварительное: 1) выделение биоценоза и класса (семейства) исследуемых объектов; 2) определение понятия вид и особь. Затем, в соответствии с опытными данными, составляется таблица, состоящая из: 1) наименования вида; 2) количества особей данного вида. Расставив виды по мере убывания численности популяций, получим распределение видов в ранговой форме (строчки табл.2, хотя чаще результаты представляют в виде столбцов).

Ранг вида r - это порядковый номер вида в таблице, q - наименование вида (простые числа по порядку), $N_{|0|} = 10!$ - суммарное количество простых чисел как сомножителей в ряде $2,3,4,5,6,\dots,101$. Каждое натуральное число $N_i > 1$ представимо в виде [294]:

$$N = q_1^{m_1} q_2^{m_2} \dots q_r^{m_r}, \quad m_j > 0, \quad (j=1,2, \dots, m), \quad (4)$$

где m - степень (встречаемость) простого числа. Например, $N=20$ состоит из сомножителей $2 \cdot 2 \cdot 5$ где вид $s_1=2$ встретился как особь два раза, вид $s_3=5$ - один раз, а в це-

лом для $N_q=101!$ двойка $r=1$ встретила $m_1=97$ раз, $q_{r2}=48$ ($q_2=3$, $m_2=48$) и т.д., для $N=2000!$ $q_{r1}=1994$, $q_{r2}=996$ и т.д. (ряд обрезан на ранге $r=27$). Последний номер r (для $N_q=101$ $r=26$) определяет число видов в системе S . Сумма чисел $97+48+24+\dots+1$ (сумма особей всех видов) определяет число особей ценоза. Мы применяли еще две модели (см. "Электрика: некоторые теоретические основы), отличающиеся от (4). Но они дали худшие результаты.

Ранговое представление сомножителей простых чисел как модель биоценозов может применяться в абсолютных числах как ряд, аналогичный $N=101!$ или $N_r=2000!$, если известно значение S (или U), или как относительная частота рангового распределения $\omega_r(3)$. Возможность такого моделирования может быть проиллюстрирована данными табл.2, где приведено 100 ω_r , т.е. частота в %, для натурального ряда $N_q=101$, а также видовой состав коллембол и численность массовых видов в буково-пихтовом лесу Аудхорского заповедника [340], процент от общего числа собранных экземпляров, и зоогеографический состав фауны жуужелиц Апшерона [253].

Ранговое распределение записывается в виде

$$\Lambda(r) = \frac{B}{r^\beta} \quad (5)$$

где $B, \beta > 0$ - постоянные; r - ранг. Коэффициенты B (5) и A в выражении (1) связаны аналитически. Распределение (5), принудительно ранжируя виды, теряет часть информации (ведь это принудительная нумерация): исчезают "нули" между двумя видами, численность особей в которых отличается больше чем на единицу. При аппроксимации строк возникают трудности с хвостом гиперболы, который для $N=101!$ содержит 11 единиц, для $N_r=2000!$ - 135 - единиц (на отрезке ранга [169,303] величина $\Lambda(r) = 1$ постоянна и равна единице.

Поэтому предпочтительно ранговое распределение свернуть в видовое (в табл.1 и 2 это выполнено для $N=101!$). Составляется таблица, где группируются виды одинаковой встречаемости. Такая группа есть каста-множество видов биоценоза, образованное популяциями одинаковой численности. Нумерация каст имеет физический смысл: номер означает численность особей каждого из видов, т.е. классификация, в данном случае естественная. Ошибки для редких видов (экспериментальные) перемещают вид из касты в соседнюю (также малочисленную), ошибки в определении числа особей для многочисленных видов, как правило даже не меняют номера касты (при их сплошной нумерации). При ранговом распределении ошибка для редких видов меняет ранг на большее число. Присвоение ранга для редких видов одинаковой численности вообще производится произвольно.

Первая каста $a_i=1$, $n_i=n_1$ образована видами, каждый из которых представлен одной особью (11 видов для $N_i=101$, ср. N_q и N_i). Вторая $a_i=2$, $n_i=n_2$ - видами, представленными двумя особями, и число таких видов для N_{101} равно четырем; N_{2000} - 47; [474] - 53; [460] - 40; [КМК] - 48; третья - двумя и т.д. Числа характеризуют касту: первый столбец (строчка) табл.1: номер $a_i=1, 2, \dots$ (см. также табл.2) соответствует численности популяции каждого вида, входящего в касту; вторая строчка - количество видов в касте, количество особей в касте есть произведение численности популяции i на количество видов в касте n_i (и может быть представлено отдельной строчкой-столбцом, как и относительная частота i по (3)). Число непустых строк (столбцов) табл.1 равно числу каст ценоза K (если $n_i=0$, то число a_i не вписывается). Тогда число видов и особей соответственно

$$S = \sum_{i=1}^K n_i; \quad U = \sum_{i=1}^K a_i n_i$$

Таблица 1

Распределение видов по кастам

$i=a_i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
101	11	4	2	1	2		1		1				
$100\omega_i$	45,8	16,7	8,3	4,2	8,3		4,2		4,2				
2000	135	47	26	15	11	6	8	6	1	4	4	2	2
[474]	136	53	24	20	19	11	9	13	3	3	7	8	1
[460]	127	40	30	19	16	9	9	8	9	4	4	1	3
[КМК]	137	48	26	16	4	6	6	5	6	2	4	2	

$I=a_i$	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
101			1								1		
$100\omega_i$			4,2								4,2		
2000	3	1		1	2	2	1		1		1	1	
[474]	3	5	2	2	1	1	1	2	3	1	2	1	2
[460]	1	4		2	2			3	5	1			1
[КМК]		1		1		1	2		1			1	

Таблица 2

Ранговое распределение особей

r	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
q	2	3	5	7	11	13	17	19	23	29	31	37	41
101	97	48	24	16	9	7	5	5	4	3	3	2	2
$100\omega_r$	40,4	20	10	6,7	3,8	2,9	2,1	2,1	1,7	1,2	1,2	0,8	0,8
[340]	42,7	27,5	12	5,1	2,2	1,7							
[253]	48,4	13,6	8,6	6,5	5,9	5,3	5,3	4,7	1,7				
2000	199	996	469	33	19	16	12	11	89	70	66	55	49
	4			0	8	4	3	0					

r	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
q	43	47	53	59	61	67	71	73	79	83	89	97	101
101	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$100\omega_r$	0,8	0,8	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
[340]	- распределение 23 новых видов не указано												
[253]	- нет данных												
2000	47	42	37	33	32	29	28	27	25	24	22	20	19

Зависимость $n_i(a_i)=n_i(i)=n_i(u,s)$ есть эмпирическое распределение видов по кастам (в табл.1 строки 1,3-6) некоторого видового распределения $W_i(i)=[\Omega(x)]$ и может быть описана несколькими функциями. Наилучшее совпадение методом наименьших квадратов получается для зависимости

$$\Omega(x) = \frac{AS}{x^{1+\alpha}} \quad (6)$$

где $A < 1$ определяется условиями нормировки, $x=[1,\infty)$ - непрерывный аналог численности популяций i (i -всегда дискретная величина; a_i - эмпирическое ее проявление). С учетом дискретности элементов (целочисленность значений) $AS=W_0$ может быть положено $W_1=[W_0]$ - значение, получаемое экстраполяционно.

Отличие выражения (6) от (1) заключается в переходе к именованным единицам. В выражение (6) включено общее количество видов S , что дает однозначное распределение каст, канонизированное в виде ряда простых чисел, т.е., задаваясь S , все остальные параметры ряда (табл. 3) получаем однозначно (N_0 - число двоек; численность наибольшей популяции; численность последней, наибольшей саранчевой касты; при ранговом распределении - численность первого ранга. Остальные обозначения - ранее по тексту)

В табл.3 приведено изменение основных параметров при удвоении числа видов. Данные могут быть использованы при анализе основных закономерностей (опережающий число видов рост числа особей; медленное увеличение количества видов, приходящееся на одну касту; практическое совпадение значения последнего числа натурального ряда и численности наибольшей популяции и др.) и для оценки практических результатов. При заданном S нужный ряд легко получается на любой ЭВМ или вручную с использованием таблицы простых чисел. Оценка численности первой касты производится с использованием теоремы о простых числах $W_1 = N/2 \ln N$. Остальные числа ряда также получают аналитически, но проще и точнее (из-за дискретности величин) получать их прямым счетом.

Таблица 3

S	U	K	N	N_0	W_i	Ω_i	d
10	56	6	29	25	4	0,400	5,6
20	160	10	71	67	9	0,450	8,0
40	435	14	173	168	17	0,425	10,9
80	1110	21	409	404	34	0,425	13,9
160	2694	31	941	934	69	0,431	16,8
320	6377	43	2129	2125	141	0,441	19,9

Выражение (6), относящееся к семейству гипербол, позволяет теоретически (а распределения видов табл. 1 - проверить экспериментально) определить некоторую особую поинтер-точку R , эмпирически определяющую характеристический показатель $\alpha > 1/R$. В распределениях, начиная с определенного i , количество видов в касте равно единице (для $N_i=101$ при $i=7,9,16$ и т.д.), а численность особей быстро возрастает. Касты как элемент биоценоза-системы удобно рассматривать с точки зрения их однородности.

Гипербола делится точкой R на две ветви: слева $i=1,2,\dots,R$ - неоднородные касты, где каждая образована множеством видов (для $N_i=2000$ табл.1 $n_1=135, n_2=47, n_3=26$ и т.д., здесь каждое число соответствует количеству видов в касте, а a_i - количество особей, относящихся к данному виду: ср. табл.2); справа $i=R+1, R+2,\dots, K$ - однородные касты. В каждой - теоретически, ровно один вид (соответственно, $K=1994; K-1=996; K-2=469$ и т.д., здесь каждое число соответствует числу особей одного вида).

Количество каст связано с поинтер-точкой соотношением $K=R(1+1)$. Зависимость (6) это непрерывный аналог дискретного ряда распределения видов биоценоза, моделируемого канонически распределением простых сомножителей факториала числа натурального ряда. Введение поинтер-точки R дает возможность предложить следующую модель: назовем этажом часть биоценоза, занимаемого кастой. Пронумеруем этажи. Площадь этажа с любым номером равна R^2 . Число этажей в системе равняется $2R$. Объем системы $V=2R^3$. Система распределяет объем равномерно по всем этажам. Каждая каста заселяет один этаж. Характеристика рассеяния объема системы по этажам при этом максимальна. По существу, предположение, что виды, группирующиеся вокруг $i=R$ есть виды-определители, наилучшим образом характеризующие данный биоценоз, есть гипотеза. Но наличие точки, имеющей особый характер, математически несомненно.

Сравнение результатов исследования структуры ценозов затруднено различием объемов выборки, разным количеством и численностью видов. Существующие методы оценки не учитывают функциональных зависимостей параметров биоценоза. При анализе распределения видов и особей в качестве канонического ряда предлагается использовать распределение сомножителей простых чисел, которое характеризуется однозначностью при любом количестве элементов. Видовое распределение видов, по сравнению с ранговым, более информативно и позволяет выделить особую поинтер-точку, вокруг которой группируются виды, характеризующие биоценоз.

Литература

1. *Арапов М.В., Ефимова Е.Н., Шрейдер Ю.А.* О смысле ранговых распределений. - Научно-техническая информация, сер.2,1975, N1, с.9-20.
2. *Гиляров М.С.* Биогеоценология и агроценология. - Пушкино, 1980. - 16с.
3. *Гиляров М.С.* Учет крупных почвенных беспозвоночных (мезофауны). - В кн.: Методы почвенно-зоологических исследований. - М.: Наука, 1975. -279с.
4. *Дарвин Ч.* Происхождение видов. - М.-Л.: Сельхозгиз,1937. - 608с.
5. *Корчагин А.А.* К вопросу о типах леса по исследованию в Тотемском уезде Вологодской губернии. - В кн.: Очерки по фитосоциологии и фитогеографии. - М.: Новая деревня, 1929, с.287-327.
6. *Краммер Г.* Математические методы статистики. - М.: Мир, 1975. - 648с.
7. *Кудрин Б.И.* Исследование технических систем как сообществ изделий - техноценозов. - В кн.: Системные исследования. Ежегодник-1980. - М.: Наука, 1981, с.236-254.
8. *Кудрин Б.И.* Отбор: энергетический, естественный, информационный, документальный. Общность и специфика. - В кн.: Электрификация металургических предприятий Сибири* Вып*5. - Томск: Изд-во ТГУ, 1981, с.111-187.
9. *Лахтин Л.К.* О методе Пирсона в приложениях теории вероятности к задачам статистики и биологии. - М., 1904. - 20с.
10. *Митропольский А.К.* Техника статистических вычислений. - М.: Мир, 1971. - 576с.
11. *Насирова Э.З.* Зоогеографическая и экологическая структура населения жужелиц Апшеронского полуострова. - В кн.: Фауна и экология беспозвоночных животных. - М.: МГПИ, 1978, с.78-87.
12. *Одум Ю.* Основы экологии. - М.: Мир, 1975. - 740с.
13. *Поплавская Г.И.* О некоторых взаимно-замещающих буквых ассоциациях в Крыму. - В кн.: Очерки по фитосоциологии и фитогеографии. - М.: Новая деревня, 1929, с.21-51.
14. *Прахар К.* Распределение простых чисел. - М.: Мир, 1967. - 511с.

15. *Рябко Б.Я., Кудрин Б.И., Завалишин Н.Н., Кудрин А.И.* Модель формирования статистической структуры биоценозов. -Изв. СО АН СССР, сер. био.наук, вып.1, 1978, с.121-127.
16. *Солнцева Е.Л., Тарба З.М.* Население коллембол буково-пихтового леса в Риза-Ауадхарском заповеднике. - В кн.: Фауна и экология беспозвоночных животных. - М.: МГПИ, 1978, с.36-39.
17. *Федоров В.Д., Гильманов Т.Г.* Экология. - М.: Изд-во МГУ, 1980. - 464с.
18. *Arrenius O.* Species and area. - Journal of Ecology, 1921, 9, p.95-99.
19. *Cohen J.E.* A model of simple competition. - Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1966.
20. *Engen S.* Exponential and logarithmic species-area curves. - American Naturalist, 1977, 111, p.591-594.
21. *Engen S.* Stochastic Abundance Models in Ecology. Biometrics, 1979, 35, p.331-338.
22. *Fisher R.A., Corbet A.S., Willis C.B.* The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample from an animal population. - Journal of Animal Ecology, 1943, 12, p.42-58.
23. *Hill Bruce M., Woodroffe Michael.* Stronger Forms of Zipf's Law. - Journal of the American Statistical Association, 1975, 70, 349, p.212-219.
24. *MacArthur R.W.* Note on Mr's Pielou comments. - Ecology, 1966, 47, p.1074.
25. *MacArthur R.W.* On the relative abundance of bird species. - Proc. Nat. Acad. Sci., 1957, 43, p.293-295.
26. *Macintosh R.P.* Raunrier's "Law of frequency". - Ecology, 1962, 43, p.533-535.
27. *Mandelbrot B.* Les objets fractals: forme, hasard et dimenaion. - Paris: Flammarion, 1975.-192p.
28. *Margalef R.* Les asociaciones de algas en las aguas dulces de pequeno volumen del nor-este de Espana.- Vegetatio, 1949, 1, p.258-284.
29. *Preston F.W.* The canonical distribution of common-ness and rarity. Part 1.- Ecology, 1962, 43, p.185-215, 410-432.
30. *Watterson G.A.* Models for the logarithmic species abundance distributions. - Theoretical Population Biology, 1974, 6, p.217-250.
31. *Williams C.B.* Patterns in the balance of nature; and the related problems in quantitative ecology. - L. and N.-Y.: Academic Press, 1964. -324p.
32. *Willis J.C.* Age and Area. - England: Cambridge University Press, 1922.
33. *Yule G.U.* A mathematical theory of evolution based on the conclusion of Dr.J.C.Willis. - Philosophical Transactions of the Royal Socitte, 1924, ser.B, v.213, p.21-87.
34. *Jule G.U., Willis J.C.* Some statistics of evolution and geographical distribution in plants and animals and their significance. - Nature, 1922, 109, p.177-109.
35. *Zipf G.K.* Human behavior and principle of least effort. Am introduction to human ecology. - Cambridge, Massachusetts: Addison Wtsley Publishing Co., 1949. - 574p.

Поступила в журнал общей биологии
06 октября 1982г. за №2117.
Рекомендована в печать С.В.Мейеном.
Отклонена по рекомендации Ю.М.Свирижева

**ИССЛЕДОВАНИЕ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ
ТИПА ЭЛЕКТРИЧЕСКИЙ ЦЕНОЗ**

/ Кудрин Б.И., Якимов А.Е., Фуфаев В.В. и др. /

Моск. энерг. ин-т. Деп. в ИНФОРМЭНЕРГО 25.11.85. № 2002-эн. Фрагмент.

Пусть видовое распределение множества электрооборудования, образующего электрическое хозяйство предприятия, описывается обобщающими характеристиками $S, U, K(i), W(1), N_0$. На рис. 1 приведено видовое распределение, дискретные значения которого даны в абсолютных единицах.

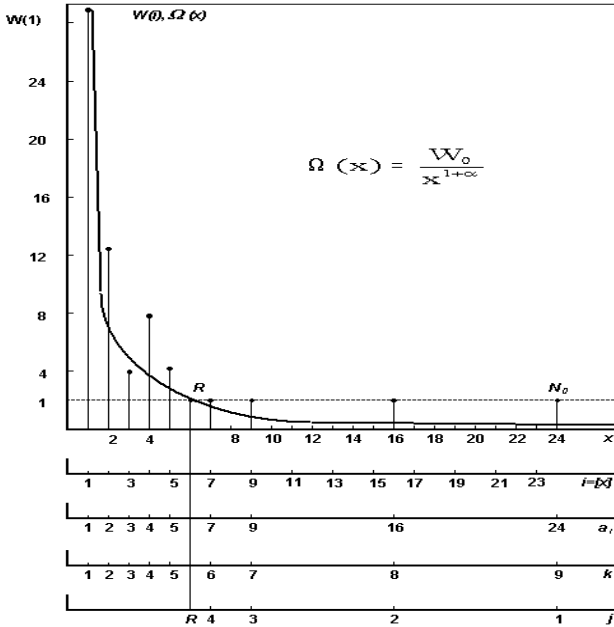


Рис. 1. Модель N-распределения

В качестве основы для построения модели выбрано уравнение (1) в форме:

$$\Omega(x) = \frac{R^{1+\alpha}}{x^{1+\alpha}}, \quad (1)$$

которое хорошо аппроксимирует ряд на отрезке $x \in [1, R_1]$, где $R_1 = [R]$ - целая часть числа R . Точка R , в которой $\Omega(R) = 1$, является особой поинтер-точкой, выбранной в дальнейшем в качестве параметра модели, отражающего размер системного пространства. Слева от нее находятся касты с численностью вида $i < R$, в общем случае неоднородные, которые образованы многими видами, справа - касты $i > R$ - однородные, такие касты представлены одним видом. В эмпирических распределениях для $i > R$ значения $W(i) = 1$ или $W(i) = 0$, а зависимость (1) $\Omega(i > R) < 1$.

Если взять интеграл от бесконечности до x и уменьшить x , то в какой-то точке, обозначенной $j = 1$ (рис. 1), интеграл станет равным единице, появился вид. Целочисленное значение $i = [x]$ будет означать количество элементов в образовавшейся касте. Аналогично образуются другие однородные касты в интервале $j = 1, 2, \dots, R$.

Для использования в настоящей работе приняты модели описания статистики Н-распределения, выведенные в [151, 152], которые и излагаются в настоящем разделе.

Для описания однородных каст используется неравенство

$$0,5 \Omega (N(j)) < \sum_{i=N(j)}^{\infty} \Omega(i) - \int_{Z(j)}^{\infty} \Omega(x) dx < 1,5 \Omega (N(j)) \quad (2)$$

справедливое при $N(j) = [Z(j)]$, где

$$\int_{Z(j)}^{\infty} \Omega(x) dx = \frac{W_0}{\alpha Z(j)^\alpha} = j \quad (3)$$

$j = \overline{1, R_2}$ - целые числа.

$$\int_R^{\infty} \Omega(x) dx = \frac{W_0}{\alpha R^\alpha} = \frac{R}{\alpha} \quad (4)$$

то есть число однородных каст $R_2 = [R/\alpha]$. j - номер однородной касты, по аналогии $i < R$ - номером неоднородной касты. Количество элементов однородной касты как функция $N(j)$ определяется из выражения:

$$Z(j) = \left(\frac{W_0}{\alpha j} \right)^{1/\alpha} \quad (5)$$

Таким образом, на отрезке $x \in [1, R]$ эмпирические распределения можно описывать выражением:

$$W(i) = [\Omega(i)] \quad (6)$$

а на полуинтервале $x \in [R, \infty)$ выражением:

$$N(j) = [Z(j)] \quad (7)$$

Тогда расчетное число элементов множества

$$U = \sum_{i=1}^{R_1} iW(i) + \sum_{j=1}^{R_2} N(j) = \sum_{i=1}^{N(1)} iW(i) \quad (8)$$

число видов исследуемого семейства

$$S = \sum_{i=1}^{R_1} W(i) + R_2 = \sum_{i=1}^{N(1)} W(i) \quad (9)$$

Число каст множества $K = R_1 + R_2$.

В реальных видовых распределениях часто отсутствуют самые многочисленные виды и применение (5) дает несколько завышенный результат по сравнению с эмпирическими значениями. Мандельброт ввел константу C , которая означает первые C усеченных однородных каст $j = \overline{1, C}$. Учитывая, что изучающийся во многих областях закон Ципфа (ранговое распределение (1)) это есть (5) с $\alpha = 1$, где j - ранг вида, для повышения точности моделирования предложено, независимо от значения параметра α , описывать однородные касты ненулевых значений $i = N(j) = [Z(j)]$ функцией

$$Z(x) = \frac{R^2}{x} \quad (10)$$

где $j = [x]$ - целые числа обобщенного аргумента $x \in [1, R]$.

В моделях, основанных на относительных частотах, как уже отмечалось, теряет смысл значение аргумента $i = R$, $i > R$, при котором функция $W(i \geq R) = 1$. Модель Н-распределения снимает этот недостаток. Рассматривая устойчивые распределения в целом как обобщение предельных свойств нормального закона, можно предположить, что Н-распределение, совпадающее по форме с асимптотикой устойчивых негауссовых распределений, играет в рассматриваемой области практически ту же универсальную роль, что и закон Гаусса в стохастических процессах с конечной дисперсией.

Основными параметрами Н-распределения являются R и α , которые оцениваются по следующим упрощенным правилам [118].

Обозначим через $K(i)$ сквозную нумерацию каст в точках i , для которых $W(i) > 0$; всего $K = K(N_0)$; $i_1 = \min_{K(i)} (i > K)$; $i_2 = \min_i (i > K)$. Касты $K(i) < i_1$ - однородные; касты $i_1 - K(N_0)$ - однородные (число каст можно уточнить $K = i_1 + 1 + \sum_{i=i_2}^{i=N_0} W(i)$). $W(i_3+1) = 0$, $i_3 = \max_i (K(i) = i)$, $(i_3 + 1)$ - число натурального ряда, показывающее минимальную численность вида, которая в распределении отсутствует, но в распределении есть виды с большей численностью. Можно сказать, что в точке $(i_3 + 1)$ появляется «первый» нуль $W(i)$, а в точке i_4 - «первая» единица $W(i)$, то есть $i_4 = \min_i (W(i) = 1)$.

Число каст K распределения служит приближенной оценкой значения параметра R . Для уточнения значения параметра R выделяется диапазон, внутри которого ведется его поиск: $R^2 \geq W(1)$ и $R^2 \geq N_0$. Тогда нижняя граница вероятностного диапазона изменения R эмпирических характеристик:

$$R \geq i_5 = \max \left(K, \sqrt{W(1)}, \sqrt{N_0} \right). \quad (11)$$

Верхняя граница определяется соотношениями:

$$i_6 = \sum_{i=K(i_5)+1}^{i=K(N_0)} (W(i) - 1) + i_5; \quad R = \sqrt{2} i_5. \quad (12)$$

Первое равенство учитывает совпадение по численности однородных каст, которое приводит к значениям $W(i) = 2$ при $i > R$ (по определению R , для $i > i_5$ должно быть $W(1) = 1$). То есть:

$$R \leq i_6 = \min(R_6, i_6). \quad (13)$$

В обозначенном диапазоне $[i_5, i_6]$ параметр R определяется решением экстремальной задачи - минимизацией остатка незаполненного объема однородными кастами, для которых $i \geq i_6$ (именно эти касты являются однородными):

$$\min \sum_{i \geq i_6} \left(1 - \frac{W(i)j}{R^2} \right), \quad (14)$$

где числитель второго слагаемого есть объем, занимаемый элементами однородной касты. Связь между i и j для этих каст $j = [R_0^2 / i]$, где $R_0 \in [i_5, i_6]$ изменяется с некоторым шагом ($\Delta = 0, 1$) в процессе поиска R . Если $R_0 \geq \sqrt{2} R$, то по (14) находится более глубокий минимум. Эмпирически найдено, что для поиска экстремума число однородных каст должно быть не менее трех. Если однородных каст в распределении меньше трех, то принимается $R = i_5$.

Для определения параметра α используется ряд $W(i)$ при $i < R$. Распределения обрабатывались с помощью алгоритма

$$\min_{\alpha} \left[\sum_{i=1}^{N_0} (W(i) - \alpha(i))^2 \right] \quad (15)$$

методом наименьших квадратов в целочисленных точках $i = \overline{1, N_0}$ и алгоритмом

$$S = \sum_{i=1}^{\max(i \leq R)} W(i), \quad (16)$$

где значения α и W_0 , соответствующие минимуму разности расчетного и эмпирического значений S , принимались за искомые (а также при совпадении расчетных и эм-

пирических обобщающих характеристик $W(1)$, S , U или $W(1)$, S , K . Лучшие результаты показал алгоритм (16).

Если $\alpha = 0$, то по эмпирическому распределению $W(i)$ должно выполняться равенство:

$$R = \frac{1}{i_3} \sum_{i=1}^{i_3} i \cdot W(i) = i_7 \quad (17)$$

Для $\alpha = 1$

$$R^2 = \frac{1}{i_3} \sum_{i=1}^{i_3} i^2 \cdot W(i) = i_8^2 \quad (18)$$

Следовательно, для параметра $\alpha \in [0, 1]$ параметр R имеет небольшие колебания $i_8 \leq R \leq i_7$. Это состояние распределения названо “нормой”.

В состоянии норма для определения α решается экстремальная задача

$$\min \sum_{i=1}^{i_3} \left(1 - \frac{iW(i)v(i)}{R^2} \right)^2, \quad (19)$$

где $v(i) = R^{1-\alpha} i^\alpha$ - объем элемента неоднородной касты, числитель второго слагаемого обуславливает объем, занимаемый элементами неоднородной касты. Изменяя α с некоторым шагом в диапазоне $[0, 1]$, определяется значение, приводящее к минимуму квадратов остатков. Аппроксимация ведется применительно к объему, дискретность значений $W(i)$ при этом не рассматривается.

Результаты расчетов эмпирических распределений охватывают изменения $R = 2 \div 540$. Характеристический показатель степени изменялся в пределах $\alpha = 0 \div 2$. Как правило, самые многочисленнные саранчевые виды в распределении отсутствовали; наблюдалось завышенное отношение эмпирического значения N_0 к расчетному (медиана интегрального распределения этого отношения 1,5).

Анализ статистического материала показал, что параметр α , являясь системным, характеризует разнообразие видов изделий выделенного семейства и имеет следующий физический смысл: отражает некоторое, объективно сложившееся оптимальное (компромиссное) соотношение между разнообразием изделий с различными техническими характеристиками, отвечающими, с одной стороны, разнообразным требованиям технологии, и, с другой стороны, требованиям серийности выпускаемого, стандартизации и унификации изделий, ресурсным ограничениям.

Основываясь на важнейшем свойстве экономического критерия оптимизации - его пологости в зоне минимума затрат [52, 164, 173, 183], можно предположить, что варианты, получаемые в результате формирования структуры в статистических границах, определяемых состоянием распределения норма - $\alpha \in [0, 1]$, являются равнооптимальными. Технически разные решения в этой зоне равноэкономичны (то есть равнозначны по технологическим и энергетическим характеристикам с точки зрения формирования системы в целом) и должны определяться по дополнительным критериям. В качестве такого критерия предлагается минимум затрат на электроремонт, который в настоящее время при формировании любого техноценоза (цеха, предприятия, отрасли) не учитывается. При учете же состояния структуры в границах $\alpha \in [0, 1]$ будут неравнооптимальными, но технологически равнозначными.

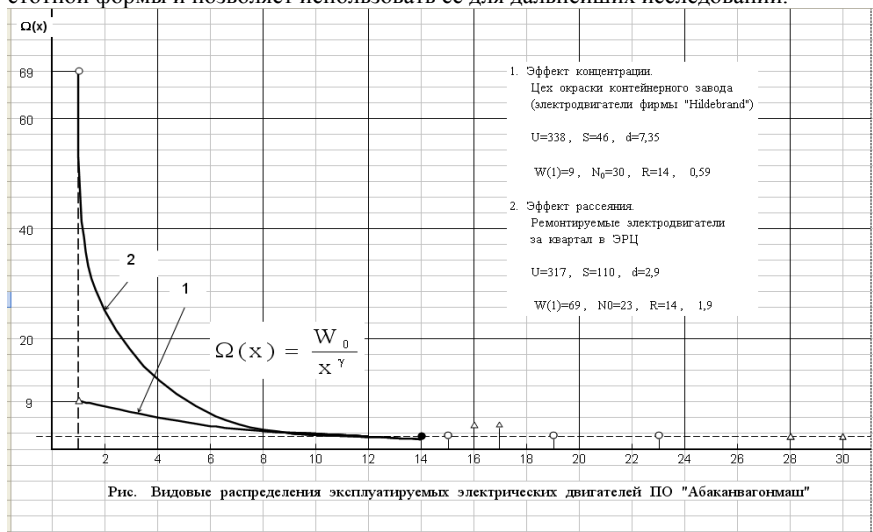
Существуют и аномальные состояния, которые проявляются в двух случаях: 1) $R > i_7$, $R = \sqrt{N_0}$, $\alpha \leq 0$ - резкое увеличение эффекта концентрации - саранчевая каста становится настолько многочисленной, что имеет место противоречие с (17) - появля-

ется «модный» вид; 2) $R < i_8$, $R = \sqrt{W(1)}$, $\alpha \geq 1$ - увеличение эффекта рассеяния, велико число видов изделий, которые встречаются в исследуемой системе ровно один раз, то есть возникает противоречие с (18) - нова каста недопустимо велика.

Состояние распределений при наличии эффекта концентрации практически означает существование возможности резко поднять эффективность построения электрического хозяйства предприятия за счет снижения эксплуатационных затрат.

Анализ множества эксплуатируемого электрооборудования предприятий Саянского территориально-производственного комплекса выявил существование в ряде случаев Н-распределений эксплуатируемых электрических двигателей с ярко выраженным эффектом концентрации. Проявление эффекта связано с наличием оборудования иностранных фирм, в совокупности которых очень мало видов, представленных одним электродвигателем, выборки характеризуются высокой повторяемостью. Электрические двигатели различных фирм оказались невзаимозаменяемыми, нередко изготовленными специально для конкретного технологического оборудования. В результате распределение совокупности электрических двигателей в целом для нескольких фирм характеризуется уже состоянием норма, а для распределений ремонтных выборок наблюдается эффект рассеяния. Эффект рассеяния присущ, в основном, выборкам ремонтируемого электрооборудования. Так, на Новосибирском металлургическом заводе среди ремонтируемых электрических двигателей из 201 распределения 24 оказались аномальными. По одному разу встречается 50-60 % видов. Это самый неэкономичный случай для электроремонтного производства. Индивидуальность установленного и ремонтируемого электрооборудования резко снижает производительность труда и повышает затраты на ремонт и обслуживание.

Таким образом, модель Н-распределения снимает качественные недостатки частотной формы и позволяет использовать ее для дальнейших исследований.



МОДЕЛИРОВАНИЕ СТРУКТУРЫ УСТАНОВЛЕННОГО ЭЛЕКТРООБОРУДОВАНИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЕМ ПРОСТЫХ ЧИСЕЛ

Кудрин Б.И., Якимов А.Е., Фуфаев В.В.

// Сб. науч. Труд № 125. М.: Моск. Энерг. Ин-т, 1987. С. 24-29.

Поток разнообразного электрооборудования (ЭО), поступающего на промышленное предприятие, формируется под действием двух альтернативных тенденций. Практически можно считать, что условия эксплуатации и производственные функции любой пары изделий родственного ЭО, установленного на промышленном предприятии, всегда имеют различия. Это способствует увеличению разнообразия типоразмеров ЭО.

Желание эксплуатационных и ремонтных служб иметь однородное ЭО снижает разнообразие типоразмеров. Эти тенденции выражаются в двух явлениях: «рассеяния» семейства ЭО по разным типоразмерам и противоположного ему явления «концентрации» в одном типоразмере. Между этими двумя альтернативными формами существуют переходные, все вместе которые образуют Н-распределение [1], характерное для электрических ценозов.

Эмпирические Н-распределения (распределения установленного ЭО на промышленном предприятии; выборки его, попадающие в электроремонтное производство) в большей или меньшей степени страдают недостаточной достоверностью, определяющейся качеством учета типоразмеров, малочисленны. Для исследования механизма образования Н-распределения было предложено [2] каноническое разложение целого положительного числа $a=n!$ на простые множители

$$a = p_1^{\alpha_1} p_2^{\alpha_2} \dots p_k^{\alpha_k} \dots p_s^{\alpha_s}, \quad (1)$$

где $p_{k-1} < p_k$ – простые числа; $p_1=2, p_2=3, \dots, p_s \leq n$. Всего видов простых чисел $s=\pi(n)$, p_s – наибольшее простое число. Показатели степени $\alpha_k \leq \alpha_{k-1}$ определяют число простых сомножителей p_k разложения чисел натурального ряда от 2 до n . Распределение $\{\alpha_k\}$ есть ранговое распределение $k=\overline{1,s}$ – ранг числа α_k . Видовая форма распределения $\{\alpha_k\}$ удовлетворяет аксиомам Н-распределения [1]. Каноническое разложение (1) доступно любому исследователю как инструмент для изучения свойств Н-распределения, поскольку его объектами являются простые сомножители. Используем его для оптимизации соотношения между количеством установленного ЭО на промышленном предприятии и количеством его типоразмеров.

Размер системного пространства для канонического разложения (1) определяется как $R = \sqrt{n-1}$, объем этажа строго равен общему количеству чисел натурального ряда, подлежащих разбиению на простые сомножители. Огибающая распределения для неоднородных каст описывается зависимостью для непрерывного аналога

$$\Omega(x) = (R/x)^{1+\alpha} \quad (2)$$

где $x \in [1, R]$ – численность популяции; для однородных каст

$$Z(x) = R^2/x \quad (3)$$

где $x \in [1, R]$ – объем элемента однородной касты.

Для канонического разложения (1) дискретный аналог аргумента $x = j = p_k - I$, где $p_k \leq \sqrt{n-1}$ - простые числа. Доказана теорема о степени заполнения объема этажа, заселенного элементами однородной касты (существует количественный критерий оценивания величины (3) при переходе к дискретным значениям). Аксиома 4 из [1] определяет огибающую распределения видов (2). Рассмотрим переход от огибающей распределения собственно к распределению. Представим его в виде непрерывного аналога.

$$\theta(x) = R^{1+\alpha} / x^{1+\nu} \quad (4)$$

где $x \in [1, \infty]$, $\rho < \alpha$.

Все эмпирические распределения дискретны. В каноническом разложении по одному разу встречаются сомножители p_k , удовлетворяющие неравенству $n/2 < p_k \leq n$, их всего $W(1) = \pi(n) - \pi(n/2)$; по два $n/3 < p_k \leq n/2$, их всего $W(2) = \pi(n/2) - \pi(n/3)$; встречаются i раз сомножители $n/(i+1) < p_k \leq n/i$, $W(i) = \pi(n/(i+1)) - \pi(n/i)$. Распределение $W(i)$ - дискретный аналог распределения (4). Дискретный и непрерывный аналоги можно связать отношением

$$\int_{i=N(j)}^{\infty} \theta(x) dx = \sum_{i=N(j)}^{N(1)} W(i) - \Delta \quad (5)$$

где $i=N(j)$ - численность популяции; j - целочисленные значения; $N(1)$ - численность самой многочисленной популяции; j - ранговый номер вида. Нижний предел интегрирования в (5) корректней выбрать по $Z(x)$ из (3), где $i=N(j)=[Z(j)]$ - целая часть числа $Z(j)$; j - площадь под кривой $\theta(x)$. Параметр $\Delta < 1$ определяет «местоположение» популяции на оси абсцисс (значение $N(j)$). Если $\Delta = 0$, то $N(j)=Z(j)$, в общем случае для аргумента x функции $Z(x)$ можно записать $x=j+\Delta$, где $j=[x]$ - целая часть числа x .

$$\int_Z^{\infty} R^{1+\alpha} dx / x^{1+\rho} = R^{1+\alpha} / \rho Z^{-\rho} \quad (6)$$

Что позволяет получить зависимость $W_0 / \rho = s$, где $W_0 = R^{1+\alpha}$, $W(1) = W_0 / 1,5^{1+\rho}$. Принимается площадь равной $\int_1^2 \theta(x) dx = W(1)$, значение $i=1,5$ можно найти из

приближенного равенства этой площади и площади трапеции с высотой, равной 1, и средней линией трапеции длиной $W(1)$. На самом деле $\theta(x)$ выпукла вниз и по данным таблицы $i=1,42$ (из равенства $W(1)/s = \rho / i^{1+\rho}$). В таблице: u - число элементов системы; u/s - повторяемость вида (средняя численность популяции). Значения ρ , $\min \rho$, $\max \rho$, α , $W(1)/s$ даны в тысячных долях.

Таким образом, (4) связывает численность однородных и неоднородных каст, в то время как огибающие (2) и (3) у них отличны друг от друга.

Модель (2) двухпараметрическая. В (4) приведено три параметра. Получим теоретическую зависимость $\alpha = \alpha(R, \rho)$. По данным таблицы, примерное эмпирическое равенство $\alpha \approx W(1)/s$ выполняется в большом динамическом диапазоне изменения R . Показатель степени ρ отличается устойчивостью, в таблице приведены его значения наряду с оценками $\min \rho$ и $\max \rho$, получаемыми из (5) путем перебора значений $i=N(j)$ для $j = \overline{k, 2}$, где k - последний номер в сквозной нумерации каст.

Таким образом, аксиомы Н-распределения дают различающиеся зависимости (2) и (3) для огибающей распределения. Собственно Н-распределение (4) в записи $\theta(x) = W_0(R, \rho) / x^{1+\rho}$ применимо для всей области существования $x \in [1, \infty]$. Для двухпараметрического описания $\theta(x)$ необходимо теоретически определить зависимость $W_0(R, \rho)$. Эмпирические оценки параметров W_0 и ρ получены для канонического разложения и приведены в таблице.

Для оптимизации соотношения между количеством установленного ЭО и количеством его типоразмеров в таблице приведены обобщающие характеристики Н-распределения, генерируемого из канонического разложения (1).

Модель распределения простых сомножителей в разложении чисел натурального ряда может быть использована для оценки оптимальности построения структуры множества установленного ЭО с точки зрения затрат на электроремонт. Примем в качестве рабочей гипотезы, что каноническое разложение порождает оптимальное Н-распределение.

Суммарная трудоемкость электроремонта, например, электрических двигателей, зависит от структуры:

$$T_{\Sigma} = T_{CP} \sum_{i=1}^k i^{1-\beta}, \quad W(i) = T_{CP} R^{1+\alpha} \sum_{i=1}^k i^{-\beta-\rho} \quad (7)$$

где T_{CP} – трудоемкость обслуживания электрического двигателя средней мощности с учетом процентного содержания электрических двигателей различной категории сложности, чел·ч; β – коэффициент, характеризующий интенсивность технологического процесса ремонта, т.е. характеризующий снижение трудоемкости каждого ремонтируемого последующего одинакового электрического двигателя. Экспертно определено, что для электроремонтных цехов промышленных предприятий $\beta = 0,05-0,15$.

На основе обобщенных характеристик Н-распределения канонического разложения (таблица) может быть построена для заданного числа элементов ценоза u оптимальная структура любого эмпирического распределения ремонтируемого и установленного ЭО и оценена суммарная трудоемкость обслуживания T°_{Σ} . Разность $\Delta T = T_{\Sigma} - T^{\circ}_{\Sigma}$ даст трудоемкость виртуальной касты, которая и определяет отклонение от оптимальной трудоемкости обслуживания элементов ценоза. Изменяя структуру и соответственно T_{Σ} , можно получить количественную оценку эффекта от мероприятий по унификации установленного ЭО (номограммы для расчетов) [3].

Распределение простых сомножителей в разложении числа $n!$ Позволяет применить модель для сравнения двух ценозов различного объема по отклонению от оптимальной структуры в смысле эффективности электроремонта. По (7) рассчитывается суммарная трудоемкость обслуживания элементов структуры первого ценоза по u_1 и n_1 определяется его канонический аналог Н-распределения и оценивается относительная трудоемкость обслуживания (электроремонта) виртуальной касты $\Delta T_1 / n_1$, где n_1 из (1) – последнее число натурального ряда. То же делается для второго ценоза. Уменьшение относительной трудоемкости виртуальной касты ведет к снижению затрат на электроремонт, повышению производительности труда электроремонтного персонала. Последнее определяется резервом, скрытым в структуре множества установленного ЭО.

Обобщающие характеристики N -распределения канонического разложения

Число n	R	s	u	$W(1)$	$N(1)$	k	ρ	$\min \rho$	$\max \rho$	α	W_0	$W_{1/s}$	u/s
101	10	26	240	11	97	11	793	723	863	301	22	423	9,2
401	20	79	1086	33	397	21	780	743	846	372	40	418	13,7
901	30	154	2578	67	896	31	823	757	842	422	129	435	16,7
1601	40	252	4728	113	1597	39	858	766	858	457	212	448	18,8
2501	50	367	7551	163	2495	47	847	771	850	466	309	444	20,6
3601	60	503	11054	225	3596	57	855	776	857	481	424	447	22,0
4901	70	654	15247	291	4895	63	849	778	856	487	551	445	23,3
6401	80	834	20127	382	6397	70	883	783	883	506	705	458	24,1
8101	90	1019	25705	461	8092	82	868	785	868	508	862	452	23,2
10001	100	1229	31987	560	9995	87	877	787	877	516	1040	456	26,0
12101	110	1448	38970	659	12093	97	875	789	875	520	1226	455	26,9
14401	120	1687	46666	768	14396	105	876	791	876	542	1430	455	27,7
16901	130	1949	55070	862	16897	113	882	792	882	530	1654	458	28,3
19601	140	2223	64177	1015	19595	121	879	794	882	533	1887	457	28,9
22501	150	2516	74008	1157	22491	128	888	796	888	593	2138	460	29,4
25601	160	2819	84556	1293	25597	140	885	797	887	541	2396	459	30,0
28901	170	3146	95818	1451	28893	144	892	798	892	546	2677	461	30,3
32401	180	3477	107805	1594	32392	154	884	799	886	546	2958	458	31,0
36101	190	3834	120515	1765	36095	160	889	800	891	550	3266	460	31,4
40001	200	4203	133947	1941	39995	167	893	801	893	553	3580	462	31,9

Литература

1. *Кудрин Б.И., Якимов А.Е.* Моделирование структуры множества изделий образующих электрические ценозы // Межвуз. сб. тр. №37. М.: Моск. энерг. Ин-т. 1984. С. 34-39.
2. *Кудрин Б.И., Якимов А.Е.* Моделирование структуры ценозов арифметическими рядами // Экспериментальные исследования структуры и функции биологических систем. Докл. Моск. Об-ва испытателей природы. 1983. Общая биология. М.: Наука. 1985. С.47-49.
3. *Фуфаев В.В.* Оптимизация структуры проектируемого и эксплуатируемого электрооборудования // Сб. науч. тр. №90. М.: Моск. энерг. ин-т. 1986. с.31-40.

КАНОНИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ СТРУКТУРНО-ТОПОЛОГИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ Н-РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Фуфаев В.В., Фуфаева Л.Д.

// XI сессия Всесоюзного научного семинара «Кибернетика электрических систем». Абакан: Хакасская областная организация Союза НИО СССР, 1989. - С. 42

Структура множества любого выделенного семейства ценоза (например, электрических машин, трансформаторов, низковольтной аппаратуры, кабелей и т.д.) описывается моделью Н-распределения. Установлено, что наблюдаемое множество вариантов структур (значений параметров Н-распределения) есть отражение множества областей равнооптимальных реализаций отдельных элементов – фрагменты (статика) нормальной эволюции ценоза. На основании статистических исследований выявлено, что устойчивость во времени структуры проявляется флуктуациями характеристического показателя распределения в пределах от 0 до 1, которые являются отражением внутренних процессов движения гаммы видов по кривой Н-распределения. Определено, что структурно-топологическая динамика Н-распределения формализуется системой полиномов и характеризуется обобщенной производной (углом наклона траекторий движения всех видов) Н-распределения.

На основе разложения факториала целого положительного числа на простые множители разработан алгоритм имитационной канонической модели структурно-топологической динамики Н-распределения простых чисел при постоянном объеме выборки. Суть разработанной модели заключается, в отличие от [1], в наложении на ряд простых чисел марковского процесса гибели и размножения: конечный ряд, множество всех простых чисел которого равно задаваемому объему выборки, скользит по факториалу переменной, стремящейся к бесконечности. Результаты исследования показали, что распределение простых чисел во времени изменяется в пределах характеристического показателя от 0 до 1. Каноническая модель играет в статистических исследованиях роль, аналогичную нормальному закону распределения в задачах исследования механизма образования Н-распределения, моделирования, сравнения и оптимизации структур ценозов различной природы.

Литература

1. *Кудрин Б.И., Якимов А.Е., Фуфаев В.В.* Моделирование структуры установленного электрооборудования распределением простых чисел // Сб. науч. Трудов № 125. М.: Моск. Энерг. Ин-т, 1987. С. 24-29.

КАНОНИЗАЦИЯ И УПРАВЛЕНИЕ ВИДОВОЙ СТРУКТУРОЙ ЦЕНОЗА. ПРИНЦИП МАКСИМУМА ЭНТРОПИИ

Кудрин Б.И., Кудряшов С.А., Фуфаев В.В., Якимов А.Е.

// Доклады МОИП 1987. Общая биология. Морфология и генетика процессов
роста и развития. М.: Наука. – 1989. С. 69-75. Фрагмент.

Разнообразие видов ценоза описывается законом Ципфа, который можно моделировать повторяемостью простых сомножителей в каноническом разложении целого положительного числа на простые сомножители. Достаточно двух параметров R и α для описания эмпирических зависимостей повторяемости видов $W(i)$, где i – численность популяции. На рисунке изображена канонизированная форма закона Ципфа с графической интерпретацией зависимости.

Непрерывным аналогом $W(i)$ является $\Omega(x) = \frac{W_0}{x^{1+\alpha}} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \cdot \frac{R}{x} \right)^{1+\alpha}$; $x \in [1, \infty]$; $\Omega(r) = 1(1)$,

где W_0 и α – постоянные распределения. Из площади под кривой (1) для $x \in [r, \infty]$

следует $r = \frac{R\alpha}{1+\alpha}$ (2). Зависимость $Z(j) = \frac{R^2}{j}$; $j \in [1, r]$ (3) – целые числа. Это огибающая,

где в эмпирических распределениях не все числа натурального ряда участвуют. Вводятся понятия объема ценозного пространства, занимаемого кастой: $R^2 = \nu(x) \cdot \Omega(x)$ (4),

популяцией:

$$\nu(x) = \frac{R^{1-\alpha} \cdot x^{1+\alpha}}{\left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right)^{1+\alpha}} \quad (5), \quad \text{особью:} \quad \frac{\nu(x)}{x} = \frac{R^{1-\alpha} \cdot x^\alpha}{\left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right)^{1+\alpha}} \quad (6).$$

Для малых α нетрудно видеть, что $\Omega(1) = R\alpha$, следовательно, $\alpha \geq \frac{1}{R}$ (7) определяет предельную связь параметров R и α .

В таблице приведены функциональные зависимости между R и α для разных значений $\Omega(1)$ и $\nu(1)$. Дискретность эмпирических зависимостей можно связывать с (1) через площадь под этой кривой и соотношение $\frac{W_0}{\alpha \cdot N_l^\alpha(l)} = l - \Delta$ (8), где l – номер вида по порядку (ранг вида); $N_l(l)$ – мощность популяции; $\Delta = 0,5$.

Соблюдается равенство $N_l(l) = N_j(j)$ из (8) и (3) на примере простых сомножителей для троек l, j, P_k в задаче канонического разложения: 1, 1, 2; 2, 2, 3; 3, 4, 5; 4, 6, 7; 5, 10, 11; ... P_k – простое число. Максимальный объем, занимаемый особью, $\max(\nu(x)/x) = \frac{1+\alpha}{\alpha} R$ (9). Точка 9 на рисунке всегда выше значения r ;

действительно в полярных координатах ее $tg \varphi = \left(\frac{1+\alpha}{\alpha} \right)^2 > 1$ и только для

больших α приближается к r . Разница $\nu(x)/x - x$ для $x < R$ есть видовая составляющая объема, занимаемая особью. Элементарная составляющая равна x для $x < R$ и j из (3) для однородных каст ($x > R$). На $[r, R]$ элементы однородных каст также приобретают видовую составляющую. Принимая площадь по (1) за трапецию между отметками i и $i+1$ для $i < r$, можно использовать равенство $W(i) = \Omega(i+0,5)$.

Таким образом, предложена канонизированная форма закона Ципфа.

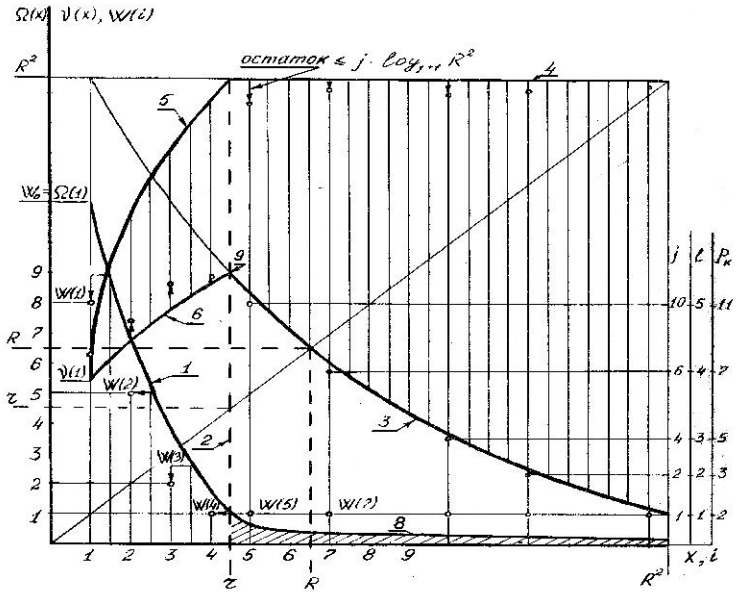


Рис 7. Канонизированная форма Н-распределения.

Таблица 3

α	$\Omega(1)$	$\nu(1)$	Зависимость
$\geq 1/R$	$R\alpha$	R/α	
1	$R^2/4$	4	
	1	R^2	$R^{-1-\alpha} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^{1+\alpha}$
	$\frac{\alpha}{1+\alpha}R = r$	$\frac{1+\alpha}{\alpha}R$	$R^{-\alpha} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^\alpha$
	R	R	$R^{-\alpha} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^{1+\alpha}$
	$R \frac{1+\alpha}{\alpha}$	$\frac{\alpha}{1+\alpha}R = r$	$R^{-\alpha} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^{2+\alpha}$
>1	R	1	$R^{1-\alpha} = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^{1+\alpha}$

ВВЕДЕНИЕ В ТЕХНЕТИКУ
Вместо вступления. Фрагмент.

Б.И. Кудрин.

2-ое изд., переработ. и доп. - Томск: Изд-во Томск. гос. ун-та, 1993. - 552с.

Учитывая незавершенность теории техноэволюции и лишь пунктирную обозначенность технетики, представляется целесообразным сформулировать некоторые нерешенные проблемы, аксиомы, принципы.

1. Для математического моделирования H -распределения существуют достаточно простые исходные посылки, аналогичные числам заполнения при вычислении термодинамических величин в квантовой статистике.

2. Задаваясь формально условиями, идентичными условиями, идентичными условиями, сформулированным, в частности, для статистики Бозе-Эйнштейна, можно утверждать, что H -распределение ранжирует ряд, соответствующий максимальному числу способов заполнения экологических ниш, таких, что вид от вида отличим, а особи - неразличимы. Дополнительным условием может служить ограничение на место размещения вида в пространстве, разделенном на «ящики».

3. Полагая вначале все микросостояния элементов-особей равновероятными, затем последовательно вводя ограничения на видовые, популяционные отличия и отличия по размеру элемента и соотношения размер элемента - размер ценоза, выстраивается последовательность исследования, опирающегося на распределение Гиббса: распределения Максвелла-Больцмана, Бозе-Эйнштейна, Ферми-Дирака.

4. В качестве канонического (эталонного, нормированного) для H -распределения предлагается использование распределение встречаемости каждого из простых сомножителей в факторе некоторого натурального числа (не обязательно простого), такого, что количество простых чисел как видов соответствует объему словаря - количеству видов исследуемого ценоза (выборки).

Распределение простых сомножителей может быть представлено в ранговой форме (общее количество двоек, троек, пятерок и т.д.) и в видовой, соответствующей каноническому H -распределению (все простые числа, встретившиеся в факториале один раз, два и т.д.).

5. Для кривой H -распределения существует особая поинтер-точка R , слева от которой расположены неоднородные, а справа - однородные касты (в каждой касте одна популяция). В точке R непрерывная функция H -распределения $\Omega(x) \equiv 1$ строго равна единице.

6. Параметры кривой H -распределения определяются величиной R . Общее количество каст в норме равно R . Для H -распределения характерно существование нулевых каст, так что при присвоении номера касты популяциям однородных каст с ненулевой численностью общий размер кривой ограничен величиной $2R$.

7. Поинтер-точка R делит кривую H -распределения так, что слева можно говорить о непрерывной величине и применении математического аппарата, восходящего к амплитудной модуляции, а справа - о дискретной и частотной модуляции. Может быть предложена функция, связывающая представление амплитудное и частотное левой и правой ветвей.

8. Существуют ограничения, препятствующие плотной упаковке, когда все касты располагаются слева от R .
9. Могут быть предложены следующие аксиомы, определяющие (по А.Якимову) H -распределения: 1) ценоз существует в системном пространстве, которое заселяют элементы множества; 2) в системном пространстве можно выделить три иерархических уровня: ячейка - этаж - пространство в целом, которым соответствуют при заселении три уровня множества: элемент - каста - все множество. Каждая каста заселяет отдельный этаж; 3) объем системного пространства, занимаемый элементами, однозначно определяется поинтер-точкой R и равен R^3 . Он равномерно распределен по R этажам, каждый - объем R^2 . Объем ячейки для однородных каст равен $j \in [1, R]$, для неоднородных $v(i)$, где $i \leq v(i) \leq R$; 4) $v(i) = R^{1-\alpha} i^\alpha$
10. Распределение объема системы по этажам определяется энтропией, которая максимальна при равенстве объемов этажей.
11. Может быть определено $2R$ значений объемов ячейки.
12. Существует равновероятность появления любого натурального числа N между двумя последовательно встретившимися простыми числами P_k и P_{k+1} , включая и эти числа.
13. Вероятность появления особи u_i вида $p_j < p_{k+1}$ тем больше, чем меньше величина p_j .
14. Вероятность появления нового вида определяется числом особей, и с необходимостью ведет к появлению $p_{k+1} = N$ при достижении количества особей, равного количеству сомножителей в факториале $(N-1)!$
15. Схема эволюции открыта и квазистационарна так, что кардинал особей U выше кардинала видов S для ноосферы в целом при практической бесконечности U и конечности S для выделенного ценоза.
16. Для достаточно больших P_{k+1} количество особей для P_k при $S = \text{const}$ может возрастать на сколь угодно большую величину.
17. На кривой H -распределения существуют неизбежные выбросы (зубцы), отражающие не ошибку и не случайность, а свойства ценоза, и требующие модификации метода наименьших квадратов и других методов, экстраполирующих экспериментальные данные.
18. Волны жизни характерны не для всех видов ценозов и для любых двух видов не совпадают. Виды всегда появляются с дискретностью единица. Особи могут появляться одномоментно большими группами, и это-свойство ценоза, хорошо иллюстрируемое простыми числами.
19. Для моделирования структуры ценозов при эволюции применимо исключение видов как простых чисел при соответствующем преобразовании ряда сомножителей $N!$
20. Ноева каста в модели простых чисел сохраняется всегда, медленно уменьшаясь (процент количества особей).
21. Не существует единственной кривой H -распределения для заданного количества видов S и может отсутствовать теоретически идеальная кривая для фиксированного количества особей U , причем новые особи разных видов появляются в один и тот же момент времени.

22. Образование структуры ценоза, соответствующей H -распределению, определяет энтропию, оптимальную в смысле простых чисел.

23. Существует модель эволюции, состоящая только из ноевой касты и не опирающаяся на предыдущее развитие. Все виды ноевы или существует один (одни) саранчевый вид (популяция) - оба состояния неустойчивы.

24. Эволюция моделируется исключением вида из ряда сомножителей $M!$ и отсечением некоторого количества чисел начала натурального ряда.

25. Количество сомножителей в каждом составном числе натурального ряда может служить моделью количества особей, образующих группу, связи между членами которой корреляционно значимы. Само количество групп (составных чисел) может служить для выделения двойных, тройных, четверных и т.д. связей, образующих цепочки В. Вольтерра типа «хищник-жертва».

26. Тривиально, что двоек в факториале натурального числа больше, чем троек, троек больше, чем пятерок и т.д. Не тривиально: для видového распределения простых сомножителей последующая каста содержит большее количество видов, чем предыдущая. Например, для $2129!$ Параметры $S=320$; $U=6381$; $W_1=141$, но для $a_i=17$, $n_i=0$; соответственно, 18 и 1; 19 и 2; 20 и 1; 21 и 2; 22 и 0; 23 и 1.

27. Видовое распределение может быть проранжировано, начиная с саранчевых каст, и исследоваться как некоторая свертка, быстро приводящая к точке.

28. В каждом сомножителе - простом числе присутствует единица (по определению). Необходимо философски осмыслить это присутствие-отсутствие единицы и возможность прогнозирования еще не обнаруженного класса явлений (возможных видов), нулевой касты, zero С. В. Williams.

29. Может быть предложен критерий видовой надежности ценоза (по В. Фуфеву): если скорость движения вида по H -распределению массивов восстанавливаемых (ремонтируемых) особей, имея одинаковый знак, превышает скорость движения вида структуре ценоза в целом, то выживаемость вида низка, если наоборот - высока.

30. Существует модель эмпирического получения H -распределения, восходящая к Бернулли. Каждое извлечение шара ведет к определенному моделью действию: уничтожению, удвоению, появлению нового вида и др., или к делению отрезка $[0,1]$ случайным образом, определяя итоги деления как некоторую классификацию результатов, реализуемую программно.

31. Качественное сравнение двух ценозов основано на сравнении видов (популяций), группирующихся возле точки R . Количество сравниваемых видов определяется «размерами» ценоза медленно возрастает с увеличением количества каст.

32. Состояние био- и техносферы в целом в настоящее время и их эволюция в будущем соответствует некоторому факториалу с учетом не только целых чисел.

Июнь, 1991

ОНТОЛОГИЯ И ГНОСЕОЛОГИЯ ЦЕНОЗОВ И ИХ СТРУКТУРНАЯ УСТОЙЧИВОСТЬ

Б.И.Кудрин

// Математическое описание ценозов и закономерности технетики.

Вып. 1 «Ценологические исследования» - Абакан:

Центр системных исследований, 1996. С.9-32. Фрагмент.

*Познание не обязательно будет обещанием
успеха или выживания: оно может вести также к
уверенности в нашем поражении, в нашем конце.*

Р.Том

Для сравнения двух ценозов между собой и для возможности сравнения их с ценозами другой природы в качестве канонического предлагается дискретное распределение простых множителей в факториале некоторого числа N . Назовем видом любое простое число q , где g -номер простого числа натурального ряда чисел, абстрактно воспринимаемое, из ряда: 2,3,5,7...137,139,149,151...509,521,523,541...(2⁷⁵⁶⁸³⁹-1)..., а особью – появление этого простого числа как множителя (единица исключается). Тогда каждое натуральное число $N_i > 1$ представимо следующим образом:

$$N_i = q_1^{m_1} \cdot q_2^{m_2} \dots q_r^{m_r}, \quad m_j \geq 0 \quad (j = 0, 1, 2 \dots m)$$

где m – степень (встречаемость) простого числа, r – ранг простого числа. Например, $N_{20}=20$ состоит из множителей $N_{20} = q_1^2 q_2^0 q_3^1 = 2 * 2 * 5$, где вид q_1 – двойка встретился как особь два раза, вид $q_3=5$ – один раз (q_2 – тройка).

Оценка численности первой касты производится с использованием теоремы о простых числах $W_1 = N / 2 \ln N$. Остальные числа ряда также получают аналитически, но проще и точнее (из-за дискретности величин) получать их прямым счетом. Из табл.1 для 1023! $S=172$, $U=2942$, $W_1=75$, $N_0=1013$ (для 10000! $S=1229$, $U=31985$, $W_1=560$, $N_0=9995$).

Разложение числа $N!$ на простые множители в качестве модели можно использовать тройко. Во-первых, как видовое распределение (рис.1а). Тогда саранчевый хвост гиперболы для табл.1 может быть охарактеризован предлагаемой мной 1%, 3%, 5% и десятипроцентной оценкой значимости саранчевых каст (1% виды: двойки и тройки – всего два вида; 5%: 2,3,5,7,11,13,17,19,23 – всего 9 видов). Практически такой оценкой мы отсекаем все массовое. Для ноевых каст моя оценка иная: обязательно приведение значения W_1 -первой, собственно ноевой, касты. И затем сумма видов для нескольких каст, но не больше 3-5-10% от численности каст. Может быть также указано количество ноевых каст, которые перекрывают 40-50-60-75-90% общего количества видов.

Во-вторых, как ранговое распределение, в наибольшей степени соответствующее представлениям математической лингвистики (см. Частотный словарь русского языка или словарь М.Ю.Лермонтова) и применению закона Ципфа. Тогда используя табл.1 для картины, аналогичной рис.1б, будем иметь $r_1=1013$, $r_2=508$, $r_3=253, \dots$, $r_{170}=1$, $r_{171}=1$, $r_{172}=1$. Многие исследователи экстраполируют начало (троек r_2 в два раза больше, чем двоек r_1), наша модель, вероятнее, ближе к «оптимальной» структуре ценоза. В этом случае – хвост есть некоторая саранчевая «мелочь», хотя и уникальная (настолько редкие, что ими можно пренебречь).

Видовое распределение простых сомножителей в 1023!

K	i	W(i)	iW(i)	Характеристика вида простого числа
1	1	75	75	521,523,541,547,557,563,569,571,577,587,593,599,601,607,613,617,619,631,641,643,647,653,659,661,673,677,683,691,701,709,719,727,733,739,743,751,757,761,769,773,787,797,809,811,821,823,827,829,839,853,857,859,863,877,881,883,887,907,911,919,929,937,941,947,953,967,971,977,983,991,997,1009,1013,1019,1021
2	2	29	58	347,349,353,359,367,373,379,383,389,397,401,409,419,421,431,433,439,443,449,457,461,463,467,479,487,491,499,503,509
3	3	14	42	257,263,269,271,277,281,283,293,307,311,313,317,331,337
4	4	8	32	211,223,227,229,233,239,241,251
5	5	7	35	173,179,181,191,193,197,199
6	6	5	30	149,151,157,163,167
7	7	3	21	131,137,139
8	8	1	8	127
9	9	4	36	103,107,109,113
10	10	2	20	97,101
11	11	1	11	89
12	12	2	24	79,83
13	14	2	28	71,73
14	15	1	15	67
15	16	1	16	61
16	17	1	17	59
17	19	1	19	53
18	21	1	21	47
19	23	1	23	43
20	24	1	24	41
21	27	1	27	37
22	34	1	34	31
23	36	1	36	29
24	45	1	45	23
25	55	1	55	19
26	63	1	63	17
27	84	1	84	13
28	101	1	101	11
29	168	1	168	7
30	253	1	253	5
31	508	1	508	3
32	1013	1	1013	2
		S=172	U=2942	

В-третьих, как видоранговое (видовое ранговое) распределение. Оно может быть получено, если каждому абсолютному значению простого числа можно поставить в соответствие значение измеряемой величины (как правило – непрерывное) с масштабom пересчета. Тогда $r_1=1021$, $r_2=1019$, $r_3=1013, \dots$, $r_{170}=2$, $r_{171}=2$, $r_{172}=2$. Здесь физическое толкование ноевой и саранчевой областей сохранится (хотя термин «каста» теряется): уникальное – нечто большое и единичное, саранчевого – много, одинакового и мелкого.

Все три модели проверялись на данных по электрическим параметрам генеральной совокупности заводов черной металлургии за 21 год (Информационный банк «Черметэлектро», М., Электрика, 1995. – 400с.) и неопубликованным сведениям по различному оборудованию (2,5 млн. особей-изделий по 400 ценам). Опираясь на эту и собственную статистику, В.В.Фуфаев доказал структурно-топологическую устойчивость кривой Н-распределения во времени и предложил, на основании сравнения состава каст, новый подход к теории надежности. Применяя ранговое распределение (ранговый анализ), О.Е.Лагуткин доказал сезонное и иное изменения рангового показателя и его производной.

Ю.А.Шрейдер, Ю.К.Орлов и другие исследователи [7,16] обращают внимание на длинные хвосты. Действительно, кривая фактически не опускается ниже $y(x) = \Omega(x) = \Lambda(r) = 1$, лишь экстраполяция в непрерывной форме проводит кривую ниже этого значения. Видовое распределение уменьшает хвост, объединяя единичные виды в одну группу – ноевую касту; ранговое распределение – объединяет их, относя к одному рангу (для табл.1 $r_1=1013$, но появляется хвост длиной 75 единиц: $r_{97}=r_{98}=\dots=r_{172}=1$).

Рассмотрим поинтер-точку R, где $\Omega(x) = 1$. Легко заметить, что всегда совпадение номеров каст K и численности популяций каждого из видов, входящих в данную касту, совпадает с i до определенного номера. Затем, чем дальше, тем в большей степени значения K и i расходятся (для K=13, i₁₃=0; между K=21 и K=22 шесть нулей). Но можно заметить, что возможна плотная упаковка, когда вся кривая заканчивается в поинтер-точке R=32, где $\Omega(x) = 1$ и R=K.

Тогда может быть сформулирована поинтер-теорема (аналогии с запретом, связанным с валентностью, и подобные здесь не рассматриваются).

Ценоз запрещает плотную видовую упаковку.

При сравнении двух ценозов всегда возникает несоответствие S и U. Мы подчеркиваем зависимость параметров рангового и видового распределений от абсолютных значений S и U и численных значений всех каст (рангов). Применительно к моей модели использования простых чисел для представления Н-распределения очевидно, что при одном и том же S количество U различно (вообще и по отдельным кастам). Действительно, число 1023 заключено между двумя простыми 1021 и 1031. Тогда во всех распределениях от 1021! до 1030! S=172=const, а U=Var. При этом возможен всплеск в области саранчи 1024=2¹⁰ (и есть, если учитывать болты и гайки, простое число 2⁷⁵⁶⁸³⁹-1 с достаточно большими всплесками, своеобразной «волной жизни»). Тогда предлагается критерий оценки.

Два ценоза считаются ценологически неразличимыми (одинаково распределенными), если S₁=S₂ и U меняются в пределах от заданного S_i! простого числа до факториала числа (S_{i+1}-1)!, а с 90-95-99-99,5% уровнями значимости при относительном различии U по кастам сверх неразличимости.

Полагая, что числовой ряд лучше всего отражает сущность ценоза, и имея возможность моделировать только выделенное семейство и ранжировать объекты только по параметру (и даже нескольким), мы можем объяснить несоответствие именно тем, что исследуется только часть ценоза. В этом случае целесообразно менять модель простых чисел, отсекая саранчевые или ноевы (или любые другие, опираясь на некоторый алгоритм). Тогда предлагается еще одна теорема:

Структура любого ценоза, исследуемая видовым или ранговым распределениями, может быть представлена ценологически неразличимым N -распределенным рядом простых чисел, одинаковые сомножители в котором отсекаются алгоритмически.

Наконец, последнее, представляющее гносеологический интерес: вопрос об асимметрии кривой (до точки R и за ней). Эта проблема ставилась в разной интерпретации Ю.А.Шрейдером, например [48]. В монографии (Введение в технетику, Томск, 1993) мы сформулировали (с.54-58) некоторые нерешенные проблемы, аксиомы и принципы, которые возникают при рассмотрении рис.1 и которые порождены аналогиями.

Таким образом, при описании картины мира, опирающемся на объективность окружающей технической реальности, мной формируется мировоззрение, которое использует новые категориальные средства, отражающие превращение общества в техногенную цивилизацию и восходящее как к представлениям античности, так и к междисциплинарным исследованиям. **Это означает конкретизацию, применительно к технетике, современного этапа развития общенаучной картины мира, объединяющего и принципы эволюционизма, и принципы системности. Предполагаемая концептуальная парадигма опирается на принципиально иной математический аппарат, мало известный технарям, который не может быть сведен к гауссовым представлениям и университетским курсам теории вероятностей. Ценозы, в том числе и технические, есть самоорганизующиеся системы достаточной степени сложности, оптимизация которых предполагает управление многообразием и соотношением различного.**

ИМИТАЦИОННАЯ МОДЕЛЬ КАНОНИЧЕСКОГО ВИДОВОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ PENTIUM PROCESSOR

Калашников Д.А.

// Математическое описание ценозов и закономерности технетики. Вып. 1 «Ценологические исследования» - Абакан: Центр системных исследований, 1996. С. 290-292.

Для сравнения двух ценозов между собой и для возможности сравнения их с ценозами другой природы в качестве канонического предлагается дискретное распределение простых сомножителей в факториале некоторого натурального числа N [1]:

$$N_i = q_1^{m_1} \cdot q_2^{m_2} \dots q_r^{m_r}, \quad m_j \geq 0 \quad (j = 0, 1, 2 \dots r)$$

где q_r – вид простого числа; r – номер простого числа натурального ряда чисел; последний номер r определяет число видов ценоза S ; сумма всех m_j определяет количество особей ценоза U .

В связи с необходимостью использования именно дискретной модели видового распределения актуально решение проблемы получения модели не аналитически, а прямым счетом. Точное, быстрое и наглядное представление видового распределения

можно получить, используя мощные ЭВМ, а для объемов задач технетики (объемов по $N!$) достаточно использование персонального компьютера на базе pentium processor. В этой связи разработана имитационная модель, которая позволяет прямым счетом получить видовое распределение для любого $1 < N \leq 70000!$, задавая одно из трех значений параметров N , S или U . Результатом работы модели является таблица видового распределения, которая может служить для различных задач сравнения, аппроксимации, моделирования динамики и др.

Главное достоинство разработанной модели заключается в том, что лишь прямой счет позволяет моделировать в динамике структуры ценоза процессы рождения и гибели простых чисел и получать динамические характеристики N -распределений при наблюдении жизненного цикла структуры по факториалу переменной, стремящейся к бесконечности. Результаты моделирования динамики N -распределений при $U = \text{const}$ и реализации модели бегущего ряда [2] показывают, что «со временем» с параметрами N -распределения происходит следующее: саранчевая каста уменьшается в численности, меняя в своем составе вид; ноёва каста относительно медленнее увеличивается, пропорционально «обновляя» видовой состав; характеристический показатель изменяется, согласно гипотезе [2], циклически. Устойчивость флуктуаций характеристического показателя в пределах от 0 до 1 является отражением внутренних процессов движения видов по кривой N -распределения. Доказано, что для канонического распределения структурно-топологическая динамика формализуется системой полиномов и характеризуется обобщенной производной (углом наклона траекторий движения всех видов) N -распределения.

Очевидно, что вопрос N -оптимальности структуры ценоза может быть решен лишь в следующей постановке: структура ценоза оптимальным образом устроена, если структурно-топологическая динамика ценоза согласуется с динамическими характеристиками канонического видового распределения (идентичного по U), гармонически сочетающего идеальный предел равновесного состояния в смысле нелинейной термодинамики необратимых процессов по Пригожину, согласующейся по природе механизма порождения N -распределения со схемой безгранично делимых распределений теории вероятностей.

Таким образом, получена имитационная модель канонического видового распределения, реализуемая прямым счетом видов простых множителей, которая играет в статистических исследованиях роль, аналогичную нормальному закону распределения а задачах исследования механизма образования N -распределений, моделирования, сравнения и оптимизации структуры ценозов различной природы.

Литература

1. Кудрин Б.И. Введение в технетику. – Томск: Изд-во Томск. ун-та, 1993.
2. Фуфаев В.В., Фуфаева Л.Д. Каноническая модель структурно-топологической динамики N -распределения // Кибернетика электрических систем. Абакан, 1989.

МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ДИСКРЕТНЫХ ВЕЛИЧИН

А.С.Исаев

// Математическое описание ценозов и закономерности технетики.

Вып. 1 «Ценологические исследования» -

Абакан: Центр системных исследований, 1996. С. 215-229.

Для систем, проявляющих ценологические свойства, неприемлемы математические модели, основанные на распределении Гаусса [1,2], но трудно выделить какую-либо одну модель для эмпирического получения "эталонного" распределения частоты встречаемости видов. Предположение, что абстрактные системы (математика) подчиняются тем же законам, что и естественные, даёт основание искать идеальное (каноническое) распределение в этой области. Рассматривая число как абстрактный индивидуальный признак, отличающий одно множество от другого, мы отходим от связи распределения с природой системы. При этом мы опираемся на разившееся из учения пифагорейцев воззрение [2] о применимости к техноценозам пифагорейского подхода, что принципы математики (числа) одновременно являются и принципами мира, а числовые отношения (пропорции) - отражениями гармонии самого мира.

В качестве канонического распределения частот встречаемости видов предлагается использовать математические модели, построенные на основе распределении простых чисел: простые числа являются дискретным рядом, во многом аналогичным ряду типоразмеров оборудования при использовании в качестве классификатора выделения вида его частоты встречаемости; ряд простых чисел может быть однозначно получен и не имеет верхнего предела (по Евклиду); ряд натуральных чисел априорно может соответствовать аналогичным системам различного происхождения из-за общих принципов построения систем. Возможность моделирования N -распределения конечным множеством натуральных чисел N была показана Б.И.Кудринным [3] при построении из цилиндров пирамиды разнообразия, высота которой соответствует треугольным числам, а в основании лежит круг, площадь которого (при единичной высоте) соотносима ноевой касте (простых чисел).

Было рассмотрено несколько моделей, основанных на распределении простых сомножителей факториала произвольного натурального числа N . Подобное разложение для произвольного натурального числа x является единственным и описывается выражением:

$$X = \prod_{i=1}^S p_i^m; \quad m \geq 0, \quad i > 0 \quad (1)$$

где i – порядковый номер простого сомножителя (ранг); S – количество простых сомножителей (видов); p_i – простое число ранга i (вид); m – количество простых сомножителей p_i (особей данного вида).

Модель А. Натуральное число раскладывается на простые сомножители в соответствии с (1). При этом особью считается само натуральное число, а таблица рангового распределения строится путём объединения в вид чисел, состоящих из S сомножителей. Например, при $r=2$ особями данного вида будут числа: 4,6,9,10,14, ...

Модель В. Число раскладывается на сомножители аналогично. Каждому простому числу соответствует ранг по возрастанию, т.е. 2 имеет ранг 1, 3 имеет ранг 2, 5 имеет ранг 3 и т.д. Количество видов приравнивается сумме рангов, а количество особей - произведению номера ранга на количество данных простых сомножителей.

Модель С. В качестве особей рассматриваются простые сомножители p_i , (безотносительно исходного натурального числа N !). При этом количество различных

простых чисел определит суммарное число видов S . А сумма всех простых сомножителей - число особей U .

Модель В для $N=20, 200, 2000$ была просчитана в 1981 г. [4] - а все три модели рассмотрены и проанализированы в работе [5], где также поставлен вопрос о континууме и введено понятие алеф-танто. Связь модели с поинтер-точкой R см. [6].

Все три модели соответствуют основным особенностям распределения видов в реальных системах: они приводят к гиперболическому распределению, хотя и с различными количественными характеристиками. Модель С лишена ряда недостатков, присущих моделям А и В. Так модель А, в общем случае, не позволяет получить строгое соответствие между числом особей U и числом видов S . Модель В приводит к резкому увеличению числа особей и видов с ростом заданного числа N , что не соответствует эмпирическим распределениям в реальных системах. Поэтому в качестве ряда, который может быть канонизирован, и предлагается модель С.

Задача определения очередного простого числа, большего известного произвольного натурального числа x по известным простым числам, меньшим x , впервые поставлена Эйлером, который ввел функцию:

$$\pi(x) \approx \frac{x}{\ln(x)}, \quad (2)$$

где π -функция Эйлера, равная количеству простых чисел, меньших x .

В нашей постановке число видов S равно функции Эйлера π , а x равен натуральному числу N . Факториал натурального числа используется вместо произвольного числа, так как существует ряд предельных теорем, связывающих число N с особями- простыми сомножителями. Например, число саранчовых особей (число двоек) приближенно равно N . Модель машинно реализована путём непосредственного получения простых чисел, используя разложение составных чисел на простые сомножители в соответствии с (1) и известный метод отсекания множества простых чисел из множества натуральных чисел - решето Эратосфена.

Для числового ряда построены модели в диапазоне от $S=4$ до $S=16300$ (с шагом, равным единице). Для каждого заданного числа видов построены зависимости числа особей U от числа видов S и рассчитаны коэффициенты, характеризующие видовое разнообразие системы.

Показатель повторяемости особей :

$$d = U / S \quad (3)$$

Показатели видового богатства по Менхинику:

$$d_2 = S / \sqrt{U} \quad (4)$$

Показатель видового богатства по Маргалефу:

$$d_1 = (S - 1) / \ln U \quad (5)$$

Можно сделать вывод о существовании общих закономерностей для распределения видов по повторяемости в системах различной природы и распределении простых чисел по модели. График зависимости $U = f(S)$ в логарифмических координатах является прямой линией. Но модель не является линейной ввиду принадлежности множеств S и U к разным видам множеств (по Кантору кардинал множеств различен). Это приводит к закономерным флуктуациям, требующим построения кривых распределения при каждом значении числа видов и невозможности сведения параметров модели к некоторым средним значениям. Так, например, при $S=100$ $d=14,98$; при $S=200$ $d=17,79$; при $S=300$ $d=19,76$.

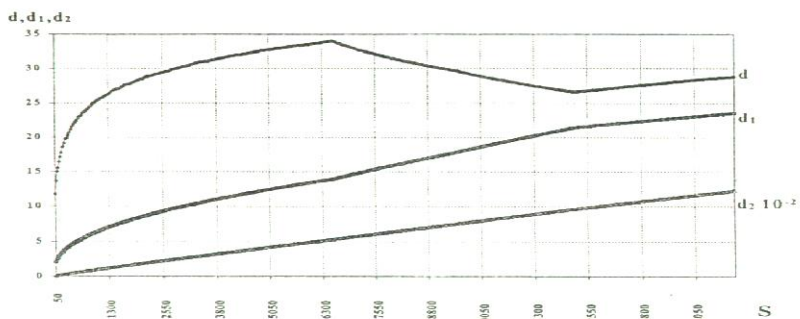


Рис.1. Зависимость видового разнообразия от числа видов

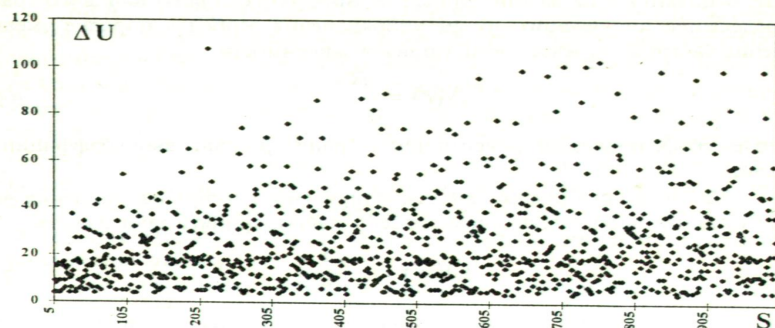


Рис.2. Зависимость диапазона числа особей от числа видов

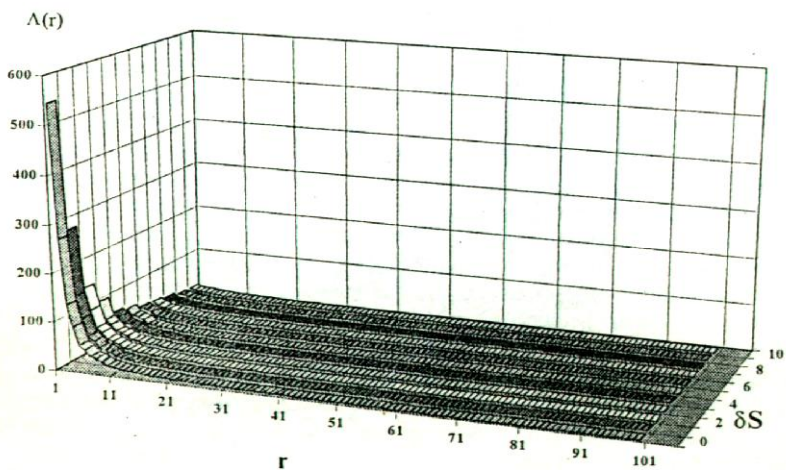


Рис.3. Кривые рангового видового распределения
Коэффициенты разнообразия с увеличением числа видов не стремятся к

установившемуся значению, что отражает отсутствие верхнего предела применимости данной модели. Динамика изменения коэффициентов, характеризующих структурное разнообразие элементов системы, отражает опережающее возрастание числа особей по сравнению с возрастанием числа видов. Коэффициенты видового разнообразия по Маргалёфу и Менхинику устойчиво растут при увеличении числа видов (зависимости близки к линейным). Подобная закономерность проявляется в системах, изучаемых лингвистикой, информатикой, в техноценозах [2,7].

Принадлежность особей и видов к множествам разной мощности приводит к тому, что отсутствует единственная кривая Н-распределения, Появление нового элемента (особи) в системе может привести (или не привести) к появлению нового вида. В этих условиях нельзя говорить о наличии жестко детерминированной связи между числом особей U и числом видов S , так как фиксированному числу видов соответствует некоторый диапазон особей. Например, числу видов $S=200$ по модели соответствует диапазон особей U от 3558 до 3576. Эта особенность модели отражает объективные свойства ценозов.

Установлено, что ширина этого диапазона является относительно небольшой (среднее значение порядка $\Delta U=20$) и не проявляет резкого увеличения с ростом числа видов (следовательно, и числа особей). Выяснить характер изменения ширины диапазона ΔU , связанный с закономерностями появлением нового простого числа при известном числе видов, пока не удалось. Нулевая гипотеза о распределении случайной величины ΔU в соответствии с законом Гаусса по критерию Стьюдента отвергается.

Распределение частоты появления вида как случайной величины относится к устойчивым распределениям негауссового типа, которые характеризуются значительной величиной асимметрии распределения, приводящей к "бесконечно большой" дисперсии. Для характеристики видовой структуры модели может быть применен математический аппарат, основанный на законе Ципфа. Нами для рангового видового распределения, получаемого путём упорядочения особей в порядке уменьшения частоты встречаемости, принята зависимость:

$$\Lambda(r) = \frac{B}{r^\beta} \quad (6)$$

где B - коэффициент аппроксимации; r - ранг; β - ранговый коэффициент ($\beta > 0$).

Для видового распределения, получаемого путём объединения видов с одинаковым количеством особей в касты, принята зависимость:

$$\Omega(x) = \frac{A}{x^{\alpha+1}}, \quad (7)$$

где A - коэффициент аппроксимации; x - непрерывный аналог численности вида; α - видовой характеристический коэффициент ($\alpha > 0$).

Сравнивая оценки параметров распределения по модели с реальными статистическими данными техноценозов, можно сделать вывод о том, что реальное разнообразие видов (средняя повторяемость порядка 5 - 7) несколько больше по сравнению с расчётным. Это проявляется в том, что заданному числу видов модели соответствует большее число особей по сравнению с реальным (средняя повторяемость порядка 15).

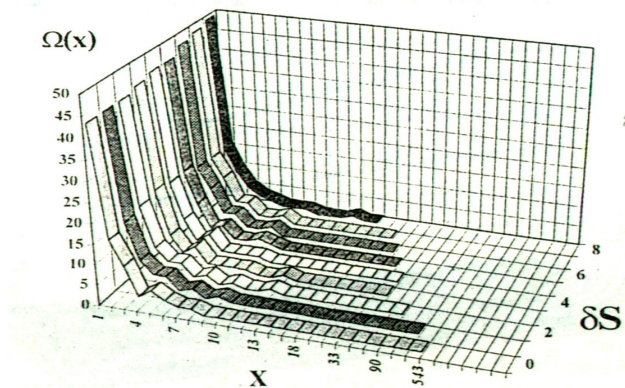


Рис.4. Кривые видового распределения

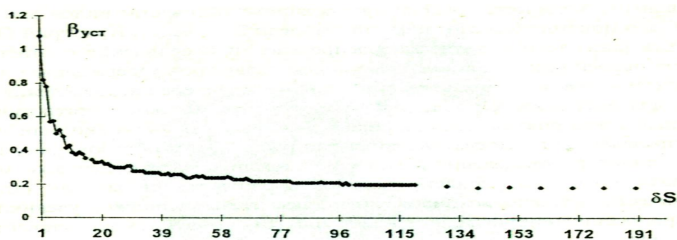


Рис.5. Зависимость установившегося значения рангового коэффициента от числа отсекаемых видов

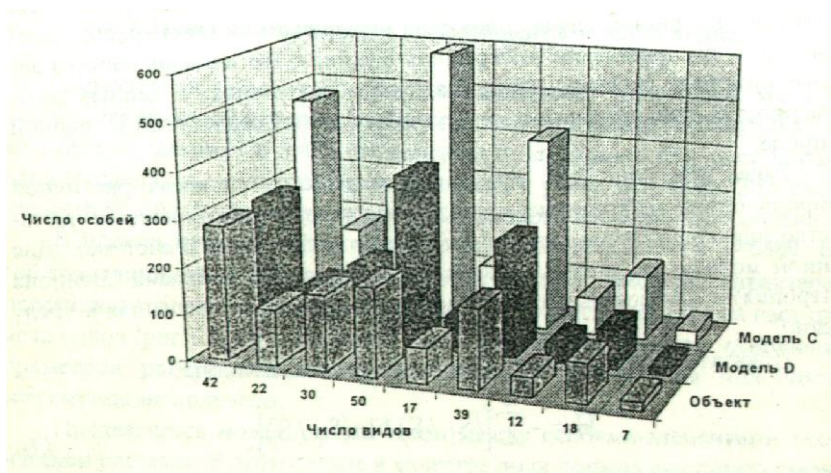


Рис. 6. Сравнение реальных и модельных распределении

Можно выделить две основные причины расхождения. Во-первых, модель описывает идеализированный ценоз, а при анализе статистического материала некоторая часть информации теряется ввиду неполноты данных или принудительно. Так, например, при анализе установленного электрооборудования на промышленном предприятии двигатели мощностью менее 0.25 кВт в отчетность не входят. Во-вторых, модель является абсолютно статичной, т.е. не учитывает "отмирание" определенных видов. Это проявляется в том, что при появлении новых видов (новое простое число) остаются в наличии все старые виды. Тем самым в модели не находит отражение борьба видов за ресурс и действие закона информационного отбора.

Для адекватного описания реальных распределений предлагается замена модели совокупностью моделей с отсутствием одного или нескольких видов (введена величина δS - количество неучитываемых первых по порядку видов) с последующим выбором по определённому критерию модели, наиболее адекватной объекту.

В качестве критерия предлагается использование устойчивых количественных закономерностей, проявляющихся в системах различного происхождения [2]. Система является устойчивой если 40-60% видов образуют "новеу" касту (являются уникальными видами), что соответствует 5-10% всех особей ценоза. В свою очередь 40-60% особей должны принадлежать к "саранчёвым" кастам (часто встречающимся видам), что соответствует 5-10% всех видов ценоза. Результаты расчётов, позволяющих сделать вывод, что требуемая видовая структура сохраняется для преобразованной модели, начиная с $\delta S = 5$. При меньшем "отсечении" видов саранчёвых каст наблюдается чрезмерный рост численности особей саранчёвых видов (в среднем на уровне 80% от общего числа особей).

При отсечении видов "саранчёвых" каст форма распределения и динамика коэффициентов, характеризующих видовое разнообразие системы, сохраняются. Для рангового видового распределения уменьшается крутизна кривой распределения (ввиду смещения первой точки по кривой распределения). При этом зависимость рангового коэффициента от числа (рис.7) видов является характерной, но при большем видовом разнообразии системы (при увеличении δS) ранговый коэффициент уменьшается.

Для видового распределения уменьшается число видов саранчёвых каст. При этом зависимость видового коэффициента от числа видов (рис.8) практически одинакова для различных моделей, т.е. не зависит от δS .

Считается [1,8], что характеристический параметр видового распределения α можно получить, используя ранговый коэффициент β (ввиду того, что видовое распределение получается преобразованием рангового). Для большинства техноценозов в этом случае предположительно:

$$\beta = 1 + \alpha \quad (8)$$

Динамика изменения видового и рангового коэффициента при изменении числа видов (рис.7,8) позволяет усомниться в наличии подобной зависимости в общем случае, так как поведение рангового и видового коэффициента различно, и аппроксимация зависимости $\beta = f(\alpha)$ линейными методами, используемыми в качестве критерия минимум дисперсии, даёт неудовлетворительные результаты (в том числе и при аппроксимации нелинейными функциями). Видимо, соотношения между параметрами различных распределений имеют в общем случае более сложную зависимость и характеризуют конкретный ценоз.

Анализ модели показывает, что ранговый коэффициент, начиная с определенного количества видов, является практически постоянной величиной. Это свидетельствует о том, что, начиная с определенного числа видов ценоза (по результатам расчёта

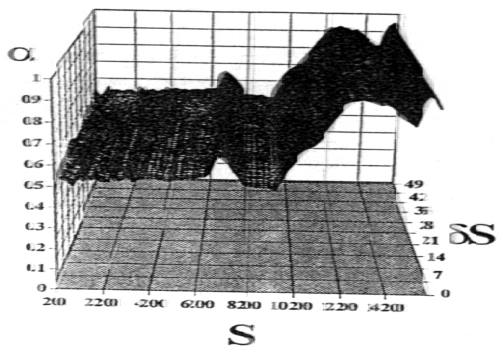


Рис.7 Зависимость видового коэффициента от числа видов.

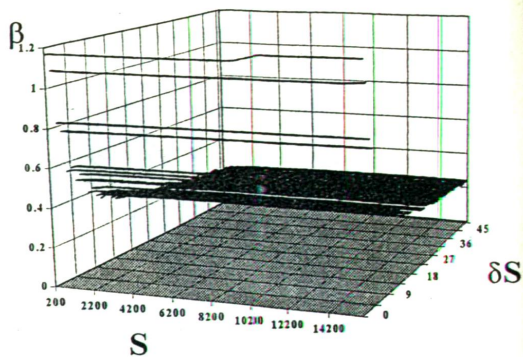


Рис.8 Зависимость рангового коэффициента от числа видов

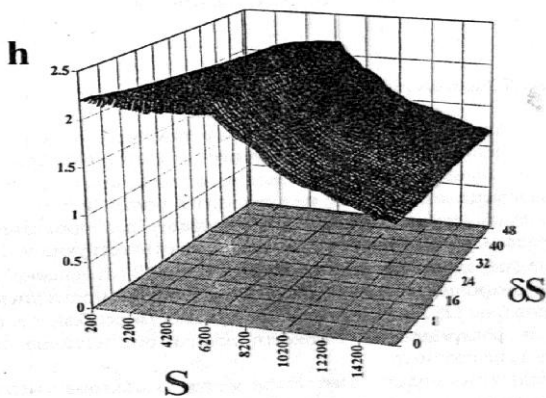


Рис.9 Зависимость энтропии от числа видов

с $S=35$), параметры структуры системы являются постоянными и не изменяются при увеличении числа видов. Это установившееся значение $\beta_{уст}$ характеризует степень сложности и разнообразия системы.

На рис.5 приведена зависимость установившегося значения рангового коэффициента от числа отсекаемых видов δS . Начиная с определенного значения δS структура модели приобретает такую степень стабильности, что установившееся значение рангового коэффициента изменяется незначительно (или является строго постоянной величиной) при изменении числа отсекаемых видов. Начиная с $\delta S = 10$ и до $\delta S = 200$, установившееся значение меняется в узком диапазоне (от 0.24 до 0.18). Это свидетельствует о постоянстве видового состава модели и может применяться при составлении прогнозной модели.

Для оценки или прогноза рангового коэффициента можно пользоваться его средним значением, так как он распределён по нормальному закону. Среднее значение рангового коэффициента близко к $\beta_{уст}$, т.к. ранговый коэффициент равен постоянному значению, начиная с относительно небольшого количества видов в системе ($S=35$).

Исходя из постоянства параметров структуры модели (начиная с $\delta S=10$), в качестве модификации исходной модели С предлагается принять модель D, соответствующую постоянному участку характеристики $\beta_{уст} = f(\delta S)$ и отвечающую структурным закономерностям в техноценозах.

На рис.6 приведена диаграмма, иллюстрирующая соответствие моделей С и D ($\delta S=15$) объекту - установленным электродвигателям НАК "Азот". В целом можно сделать вывод о превышении, по сравнению реальным, количества особей при заданном количестве видов для модели С и о приемлемом соответствии модели D объекту. Критерий Пирсона для рангового и видового распределений и сравнение соответствия числа особей при заданном числе видов позволяют утверждать о приемлемости нулевой гипотезы об одинаковом характере распределения величин для 60% выборки. Следует отметить, что реальные статистические данные предприятий, находящихся в состоянии остановки или спада, распределению по модели не соответствуют. Таким образом, рассматривая данное распределение в качестве модели для техноценозов, можно сделать вывод об удовлетворительном соответствии модели объекту. Количество отсекаемых видов, предположительно, должно увеличиваться при увеличении числа видов системы. Пока получить эту зависимость не удалось.

Следует отметить, что в теории Н-распределения сложился набор определенных констант, полученных в основном эмпирическим путем [1,2]. Наиболее широко встречаются константы 0.18 и 0.23. При этом 0.18 - вторичный ранговый коэффициент распределения по параметру (ранговое распределение по параметру ранговых коэффициентов - непрерывной случайной величины) - постоянная величина для различных объектов. В данном случае идет речь о ранговом видовом распределении, т.е. о распределении дискретных величин. Но единый набор констант позволяет, видимо, утверждать об общих корнях и единых закономерностях всех устойчивых негауссовых распределений, об их единой природе.

Ранее доказано [2,7], что в ценологических системах различной природы одним из критериев структурной устойчивости является постоянство или уменьшение энтропии с ростом числа видов в системах. Для данной модели рассчитаны показатель общего разнообразия Шеннона (энтропия) и показатель выровненности (энтропия, приведенная к числу видов).

Показатель общего видового разнообразия Шеннона:

$$H = - \sum_{i=1}^S [(S_i / S) * \ln(S_i / S)] \quad (9)$$

где S_i - число видов в i -той касте.

Показатель выровненности по Пиелу:

$$e = H / \ln S \quad (10)$$

Характерные зависимости (рис.9, 10) позволяют утверждать, что для модели появление нового вида не приводит к увеличению "беспорядка" в системе, т.к., начиная с $S=35$ (независимо от величины δS), рост числа видов (следовательно, и особей) не приводит к росту энтропии. Это свидетельствует об устойчивости структуры видового разнообразия модели.

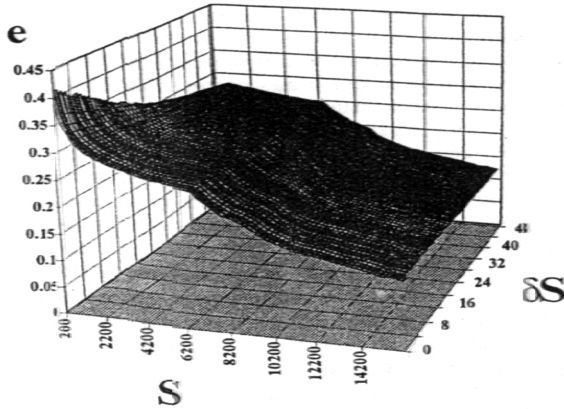


Рис.10 Зависимость коэффициента выровненности от числа особей

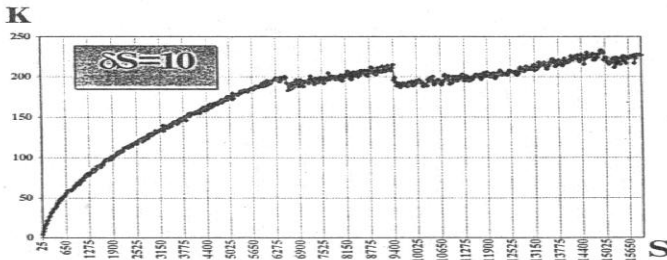


Рис.11 Зависимость числа каст от числа видов

В модели имеется характерная точка, соответствующая $S=6300$. В этой точке происходит, независимо от величины δS , изменение характера поведения энтропии, видового коэффициента, зависимости числа каст от числа видов (рис.11), коэффициента повторяемости особей, т.е. основных параметров распределения. Математического обоснования подобных экстремумов не получено.

Предлагается моделировать связи между особями-элементами технической системы. В этом случае в качестве вида должна выступать связь между элементами. В качестве связей по модели выступают простые сомножители каждого натурального числа, меньшего N , которые представляют собой в этом случае цепочки, аналогичные

цепям Вольтерра по схеме «хищник-жертва» [3]. Подтвердить это предположение на примере конкретных промышленных предприятий в настоящий момент не удалось. Причиной этого являются многообразие, слабая обусловленность и трудоёмкая формализация связей между отдельными элементами, образующими единую техническую систему. В силу этого общее количество связей по модели больше по сравнению с реальным статистическим материалом, хотя и можно утверждать, что подобный подход может быть, в принципе, верным, так как длина связей по модели хорошо отражает основные технологические связи технических систем. Среднее количество особей в одной цепочке порядка 8 и не превышает, как правило, 15. Более "длинные" связи в модели имеются, но они встречаются редко и являются исключениями.

В дальнейшем основное направление работы видится в выработке критерия, позволяющего получить зависимость $\delta S = f(S)$ и более полной проверке соответствия модели реальным распределениям различного происхождения - на настоящий момент модель проверялась только для технических систем. Для техноценозов можно говорить об удовлетворительной адекватности предлагаемой модели объектам на уровне предприятия, производства и цеха. Предполагается в дальнейшем построение на основе видового распределения простых сомножителей в факториале натурального числа методик для принятия решений при проектировании и реконструкции предприятий и рекомендаций, ведущих к оптимизации видовой структуры производства путём определения оптимальных соотношении между количеством элементов-особей различных видов. Основой для подобной методики является устойчивость параметров видового распределения для модели, использующей разложение на простые сомножители факториала произвольного натурального числа, и реальных систем.

Литература

1. *Кудрин Б.И., Жилин Б.В., Лагуткин О.Е., Ошурков М.Г.* Ценологическое определение параметров электропотребления многономенклатурных производств. г.Тула: Приок. кн. изд-во, 1994.-122с.
2. *Кудрин Б.И.* Введение в технетику. 2-ое изд. Томск : Изд-во Томск. гос. ун-та, 1993.- 552с.
3. *Кудрин Б.И.* Распределение электрических машин по повторяемости как некоторая закономерность. - Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 2 - Томск: Изд-во ТГУ, 1974, с. 31-40.
4. *Кудрин Б.И.* Отбор: энергетический, естественный, информационный, документальный. Общность и специфика. Томск: Изд-во ТГУ, 1981,с.111-187.
5. *Кудрин Б.И.* Электрика: некоторые теоретические основы. - Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 6 - Томск: Изд-во ТГУ, 1989, с. 5-73.
6. *Кудрин Б.И., Якимов А.Е.* Моделирование структур арифметическими рядами. - Доклады МОИП. 1983. Общая биология. Экспериментальные исследования структуры и функции биологических систем. - М.:Наука, 1985, с. 47-49.
7. *Мандельброт В.* Теория информации и психоллингвистика. Теория частоты слов // Энергохозяйство за рубежом. -1982. - №4.
8. *Яблонский А.И.* Математические модели в исследовании науки. -М.:Наука,1986.- 352с.
9. *Вольтерра В.* Математическая теория борьбы за существование. - М.: Наука, 1976.- 286 с.

**МАТЕМАТИКА ЦЕНОЗОВ:
ВИДОВОЕ, РАНГОВИДОВОЕ, РАНГОВОЕ ПО ПАРАМЕТРУ
ГИПЕРБОЛИЧЕСКИЕ Н-РАСПРЕДЕЛЕНИЯ
И ЗАКОНЫ ЛОТКИ, ЦИПФА, ПАРЕТО, МАНДЕЛЬБРОТА
Б.И.Кудрин**

*Я утверждаю, что любая
из естественных наук содержит в себе
ровно столько науки в собственном смысле слова,
сколько она содержит математики.*

И. Кант

*Наука только тогда достигает совершенства,
когда ей удаётся пользоваться математикой*

К. Маркс

Математика Пифагора, Евклида, Архимеда с веками привела к техногенному миру. Создание абсолютной системы единиц (К. Гаусс, 1832), подписание Метрической конвенции (1875), принятие системы электрических единиц (1881) дали метрологическую основу индустрии, где техническое (изделие) – техника, технология, материал – с неизбежностью порождает продукты и отходы. Крупномасштабное внедрение техники дало основу индустрии, что привело предприятия к их современному виду, где количество единиц технического практически бесконечно и где технологический детерминизм индустриального общества вытесняется некаузальностью информационных технологий и сферой услуг. Информационное (постиндустриальное) общество определяется самоорганизацией изделий, что идентифицируется как образование ими своеобразных сообществ – технических ценозов.

Устойчивость общественного развития, эффективность производства, приемлемость быта оцениваются ценологическими ограничениями. Сами ценологические свойства цехов (предприятий) и городов (квартир) стали проявляться в нашей стране в 50-е годы и были мною замечены в 70-е. Глобализация делает необходимым использование ценологических представлений при принятии решений на всех уровнях иерархии действительности и для всех видов человеческой деятельности. Речь идёт прежде всего об онтологии технического (технетического) как такового в ряду физических и биологических ценозов (породивших техническое), с одной стороны, а с другой – информационных и социальных, порождённых техногенным. Исследование технетического предполагает адекватный математический аппарат для выделенной целостности – технического ценоза и для каждого из фрагментов созданного человеком материального и идеального миров. Но прежде гносеологически решается вопрос об основаниях научной картины мира, о границах классических (физических), вероятностно-статистических и ценологических (технетических) представлений.

Основу моих исследований, ведущихся с 1971 г. [1] и концептуально завершённых в области электрики к 1976 г. [2], философии – к 1996 г. [3,4], составил опыт проектирования и строительства крупных заводов и их хозяйств, цехов; отдельных комплексов, зданий, сооружений, сетей [5,6]. Практика индустриализации 50-60-х годов обозначила две проблемы: 1) необходимость представления объекта в целом для определения ресурсов сейчас и на перспективу; 2) детализацию заказываемого, устанавливаемого, ремонтируемого до строчки в спецификации (наименование, количество).

Описания электрической части цехов, производств, заводов как самодостаточных объектов системой основных и вспомогательных показателей, позволяющих осуществлять проектирование, оценивать построенное, прогнозировать эволюцию, содержались в моих статьях [1]: О системном подходе к электрификации промышленных предприятий (соавт. Кутявин И.Д., Борисов Р.И.); О корреляционной связи основных технологических и электрических показателей металлургического завода (соавт. Крупенин Б.Ф., Соболев В.В.); К вопросу о математической интерпретации определяющих критериев при проектировании электроремонтных цехов; Стоимостные показатели элементов системы электроснабжения крупного металлургического завода (соавт. Ульзитув О.В., Антонов И.Ф.); О некоторых технико-экономических показателях электрической части металлургического завода с нагрузкой 450–500 МВт (соавт. Антонов И.Ф., Ульзитув О.В.). Это направление, идентифицируемое сейчас как технический анализ, в значительной степени завершено работами [7,8]. Выполнение предпроектных стадий [6], нормирование, энергосбережение актуализируют это направление, перемещая его от корреляционно-регрессивного анализа к кластеризации, нейронным сетям; к учёту, основанному на часовых и суточных интервалах.

Детализация же заключалась в изучении структуры потребления ресурсов и установленного (ремонтируемого) оборудования цехов, производств, заводов, отраслей по повторяемости видов изделий. Постановка проблемы и предложения были сформулированы в статьях [1]: О составе и технологической схеме электроремонтного цеха крупного металлургического завода; О построении схемы массового обслуживания применительно к электроремонтному цеху металлургического завода; О законе распределения типоразмеров ремонтируемых электродвигателей (соавт. Лизогуб П.П., Шулепов Н.В.). «Детализация» получила определённое научное завершение в монографиях [9–12], практическое – в проектах электроремонтных цехов и служб, в управлении электропотреблением в чёрной металлургии, в отраслевых нормах [13–16].

Крупнейшим из реализованных моих проектов является блок «Электроремонт» на Оскольском электрометаллургическом комбинате [17,18] в составе: электроремонтного цеха, 16700 м²; цеха сетей и подстанций 580 м² (управление); трансформаторно-масляного хозяйства, 1730 м²; центральной электротехнической лаборатории, 1440 м²; цеха оперативного электроремонта, 2300 м². Площадка блока «Электроремонт» – 34700 м², в том числе площадь собственно блока – 24300 м². Блок – крупнейший в мире среди объектов такого назначения.

Что касается Записки, то обсуждение необходимости строительства электроремонтного цеха [1] привело к решению о начале проектирования (1971) по исходным данным завода (обработка [19]: отремонтированные за год 4228 двигателей оказались 631 типоразмера, по одному – 245), пущенного, после многих задержек строительства и проектных перепланировок, лишь в декабре 2001 г. и ставшего крупнейшим в России. Теоретическое осмысление результатов [20,21] дало основание строительству электроремонтных объектов по стране, разработке норм, информационному банку [2,8], где количество установленных электродвигателей и их средняя мощность характеризовали необходимость электроремонта.

Всё изложенное и составило мою научную школу. В области электричества это *электрика* [22] – со своей статистической базой по электропотреблению [8] и электрооборудованию [23], в общенаучной – *технетика* [3,9,10], основным объектом изучения которых являются сообщества слабо связанных и слабозависимых изделий – техноценозы, а методологической основой – ценологические исследования.

Направление поддерживается ежемесячным журналом «Электрика», продолжающимся изданием «Электрификация металлургических предприятий Сибири», серией «Ценологические исследования». Обнаруженные закономерности и практику их применения в ряде вузов читают как отдельные курсы [24] или включены в уже существующие.

Определённая завершённость ценологической теории, находящейся в русле бурно развивающихся представлений о диссипативных системах, синергетике, фрактальности, нелинейности, неравновесности, самоорганизации, алеатике, бифуркациях, странных аттракторах, глобальном эволюционизме, хаосе, гиперболических распределениях и негауссовых бесконечно делимых распределениях (из последних [25–28]), делает для меня обязательным подведение теоретических итогов. Это тем более необходимо, что сотни учёных в тысячах ценологических публикаций используют различающиеся понятия и обозначения, затрудняя сравнение и задерживая практическое использование. И хотя сама теория запрещает единообразие [29], тем не менее именно саранчовая каста, если её организовать, даст максимальную практическую (хотя и не столь продолжительную) отдачу.

Само появление терминов *H-распределение*, *H-оценка*, *H-представление*, *H-метод*, *H-модели*, *H-параметры* связано с геометрической формой кривой – результатом статистической обработки [2,4,8,19,20,23]. Распределению, замеченному в 1971 г. [1] на примере повторяемости электрических машин, в 1973 г. впервые в мире в области техники, дано объяснение, опирающееся на логарифмический ряд Р.Фишера [30] и сравнимое с работами S.Garthside, A.S.Corbet, G.A.Waterhouse, Da Costo Lima, C.R.Nathaway, цитируемым по К.Б.Вильямсу [31].

На основании собственного исследования (по карточкам-паспортам) 27632 штук электродвигателей (*unus*), оказавшихся 5618 типоразмеров (*species*) при средней повторяемости $u/s=4,92$, был сделан вывод об устойчивости явления разнообразия, рассмотрена модель простых чисел, высказана гипотеза [32]: «Изменения ведут к разнообразию, к расхождению признаков, к появлению новых видов, всё дальше отстоящих от своих предков. Изменения закрепляются, можно сказать, «наследуются в потомстве» (патентах, описаниях, чертежах и др.). Основным фактором эволюции материального мира, его движущей силой является информационный отбор. Описанный Ч.Дарвином естественный отбор можно рассматривать как частный случай информационного отбора, осуществляемого природой» (с.37).

Ставя задачу теоретического рассмотрения *H-распределения*, отметим статистическую подтверждённость теории техноценозов. Если говорить только о материалах, непосредственно мною собранных или контролируемых, это: для видового и ранговидового – 1000 выборок и генеральных совокупностей, охватывающих свыше 2,5 млн единиц различного оборудования (техники); для рангового по параметру – 800 (независимые исследователи уже удвоили то и другое). Возможность *H-оценки* проверена для большинства отраслей экономики и ряда регионов, для самого различного оборудования, машин, приборов, агрегатов, комплектованных, сооружений, единиц поставки материалов и лекарств.

Ключевым для начала ценологического исследования любой реальности и вида деятельности являются одномоментные, одно без другого не мыслимые определения (выделения): 1) собственно ценоза; 2) семейства далее не делимых элементарных единиц-особей; 3) понятие (технического) вида. Все три мыслительных действия концептуальны. Практическая реализация ставит вопрос о единообразии и однозначности понятий, определений, терминов. Лишь это, а также стандартность математических процедур, позволит сравнивать результаты в области технических

наук с результатами, полученными, например в РАН Отделением физических наук и Отделением химии и наук о материалах, Отделением биологических наук (к сожалению, для технического такое отделение, о чём периодически говорят, отсутствует), Отделением информационных технологий и вычислительных систем, Отделением общественных наук.

Начнём с некоторого синонимического примера *элементарного*, понимая под этим неделимость, восходящую к Демокриту: элемент – единица – штука – особь – индивид – индивидуальность. Налицо некоторое смысловое изменение значения *элементарное* в сторону большей содержательности: элемент-то элемент, но не совсем элементарен – есть ещё свойства, которые следует учитывать. Конкретизируем элемент для *технического* при ценологических исследованиях: гвоздь, болт, крыльчатка, подшипник, вал, двигатель, редуктор, агрегат, кран, ..., рабочая клеть, прокатный стан, прокатный цех, прокатное производство, прокатный завод, прокат страны, мировое производство проката. Изложенное не есть, вообще говоря, ряд или спектр уровней организации в смысле Ю.Одума [33]: гены – клетки – организмы – популяции – сообщества. Здесь что-то другое, гносеологически связанное с понятиями *различать* и *выделять*.

Различать – значит уметь отличать, распознавать, находить и указывать признаки разницы (разный, различный, иной, другой, не один и тот же, неодинаковый, несходный, отличный от другого). Можно утверждать, что различие есть необходимый момент всякой материальной сущности, выделенной дискретно и единично. Соотнося различие антропным масштабам и обозначив элементарную единицу техногенного из приведённого «ряда» как особь, можно утверждать, что не всё различимо и не всё нужно различать.

Одна элементарная (устойчивая) частица от другой с таким же названием – неотличима, как и меж собой атомы, молекулы, химические соединения (по крайней мере неорганические). Конечно, каждая частица как физическая система различна по положению в пространстве и энергетическим характеристикам. Но оказывается, не существует таких состояний физической системы, в которых две динамические переменные имеют вполне определённые значения, если эти переменные канонически сопряжены друг с другом в духе гамильтонова формализма. В пределе, когда, например, значение координат центра инерции системы определено точно, неопределённость значения координат компонента импульса достигает бесконечности. Принцип неопределённости В.Гейзенберга (1927) накладывает запрет на возможность сравнения двух частиц (не говоря уже о последствиях для частицы самого факта измерения).

Не будем обсуждать возможность сравнения и различения индивидов на уровне вирусов, микроорганизмов (микробов), простейших (одноклеточных эукариотных организмов), включая цианобактерии; обратимся к техническому: технике, технологии, материалам, продукции, отходам (что собственно я и заменяю одним термином – *технетика*). Выделим из техники простейшие изделия (метизы, подшипники, валы и пр.), которые характеризуются совокупностью следующих признаков: отсутствием количественных показателей, характеризующих технический уровень данного вида продукции; отсутствием привода и сопрягаемых линейных и угловых размеров, определяющих работоспособность изделия; при этом возможные отклонения физических или химических свойств не могут повлиять на работоспособность изделия, в составе которого применяется данное простейшее изделие; технологический процесс изготовления включает простейшие технологические операции. Отличия по любому из параметров простейшего изделия –

гауссовы. Для дальнейшего важно: 1) простейшие – неразличимы; 2) они не обладают технетическими свойствами, т.е. не могут образовать техноценоз (аналогично куче песка, где песчинки неотличимы, а количество их использовалось Архимедом в рассуждениях о числах и размерах Вселенной).

Итак, я выделяю особь (если её можно выделить и рассмотреть при исследовании как элементарный объект, идентифицируя её, по крайней мере теоретически, паспортом, номером и др.) и каждую отношу к тому или иному виду. Так можно рассматривать, например, различные виды минералов (*mineral species*), понимая, что в данном случае особь ($u \in U$; $u_{\text{пос}}$) – каким-то образом выделенный образец.

Если вспомнить, что вид – основная структурная единица систематики, то встаёт вопрос и о других таксонах. Для технического (для технетики) не выстроена возможность и не доказана обязательность следующих таксонов, так или иначе определяемых в каждой из технических наук: вид, род, семейство, отряд или порядок, класс, тип или отдел, царство. Например, видовой перечень объектов, входящих в подсистему САПР-Прокат [6, табл. 1.11] объединяет все станы как виды в шесть родов, образующих семейство «прокатные станы» (тогда род «специальные станы» включает виды: рессорные, колесо-, бандаже-, кольцо-, шаро-, деталепрокатные, профилегибочные и винтовой прокатки). Пока же наиболее полная попытка общей систематики материалов, машин, изделий и технологий [34] устанавливает для множества процессов и материальных объектов (функционалов сферы материального производства) таксоны: вид – класс – тип – надтип – метатип – архетип. Почему, если мир един (а единство законов мироустройства едва ли может быть оспорено), надо вводить иную, труднее воспринимаемую иерархию (тем более что первый таксон – вид, и общее количество ступеней в биологии и технетике одинаково)?

Если же обратиться к основному объекту наших исследований – электрической машине (электродвигателю), то это есть семейство наиболее массово распространённой техники (машин, оборудования: в иномарке – свыше 30 электродвигателей). Видом назовём численную (величину номинальной мощности, кВт) и качественную (наименование – асинхронный с короткозамкнутым ротором, залитым алюминием, единой серии электрический двигатель в брызгозащищённом – А или закрытом обдуваемом – АО – исполнении) характеристики машины. Пример из 1971 г. [1] - вид 28А: двигатели А71-2, А72-4, А81-6, А82-8 отнесены к этому виду, хотя и различаются габаритом, сердечником, числом пар полюсов обмотки статора, но имеют одно наименование – А, одну мощность – 28 кВт. Усложнение наименования (обозначения), происходившее непрерывно последние 50 лет, не меняет существа, заключающегося в 1) оперировании этим понятием всеми технарями и 2) трансформации понятия при изменении цели исследования и потребностей практики (данное определение использовалось мною при определении численности электротехнического персонала предприятий чёрной металлургии [2,14,16–20], научной школой технетики – при ценологических структурных исследованиях [11,12,23]).

Это была абстрактная постановка. Фактически же соответствующие, проведённые современными методами исследования определяют, где простейшее изделие сделано, где получены, например, расщепляющиеся материалы или добыто минеральное сырьё. Оказалось, что географическое различие по составу воды настолько велико, что по костному составу можно определить, где человек родился и вырос. Поэтому, говоря, что не всегда возможно и нужно различать отдельное (единичное), сделаем квалификационный шаг и введём понятие «технический вид» (памятгя Аристотеля: «Если достичь знания вещей, это значит достичь знания видов»).

Видовое распределение численности популяций по кастам Таблица 2

k	a_i	w_i	$a_i w_i$	ω_i	Перечень видов
1	1	11	11	0,476	0,32ПН; 0,9АОЛ1,7ДТ; 3,5МТК; 17П; 22А; 30КО; 50АО; 160АК; 320А; 6800СДН
2	2	4	8	0,167	2,2МТК; 16МТВ; 75МА; 900СДЗ
3	3	2	6	0,083	0,6АОЛ; 14ТГ
4	4	1	4	0,042	7,4ДМЗД
5	5	2	10	0,083	ПА22; 4МТВ
6	7	1	7	0,042	7АО
7	9	1	9	0,042	1,7АО
8	16	1	16	0,042	4,5АР
9	24	1	21	0,042	28А

Ранговое распределение электродвигателей-особей по повторяемости Таблица 4

r	U_r	S_r
1	24	28А2
2	16	4,5АР
3	9	1,7АО
4	7	7АО
5	5	ПА22
6	5	4МТВ
7	4	7,4ДМЗД
8	3	0,6АОЛ
9	3	14ТГ
10	2	2,2МТК
11	2	16МТВ
12	2	75МА
13	2	900СДЗ
14	1	0,32ПН
15	1	0,9АОЛ
16	1	1,7ДТ
17	1	3,5МТК
18	1	17П
19	1	22А
20	1	30КО
21	1	50АО
22	1	160АК
23	1	320А
24	1	6300СДН
Всего:	95	24

Ранговое и видовое распределение Таблица 5

r	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
$\Lambda(r)$	24	16	9	7	5	5	4	3	3	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$\omega(r),\%$	25	17	9	7	6	5	4	3	3	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
a_i	1	2	3	4	5	0	7	0	9	0	0	0	0	0	0	16	0	0	0	0	0	0	0	1
$\Omega(w_i)$	11	4	2	1	2	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	3
$\omega_i, \%$	46	17	8	4	8	0	4	0	4	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	0	0	0	0	9
k	1	2	3	4	5	6	7									8								1
i, j	1	2	3	4	5	R	4	3								2								

Технический вид – основное понятие классификации, служащее для выражения отношений между техническими классами при разбиении их на семейства и роды. Вид изделия – структурная единица в систематике изделий: изделия двух разных видов отличаются количественной и обязательно качественной характеристиками; изделия одного вида изготавливаются по одной проектно-конструкторской документации. К общим признакам вида относятся: определённая численность, тип организации, способность в процессе работы и воспроизводства сохранять качественную определённость, дискретность, экологическая, экономическая и географическая определённость, устойчивость, целостность (не различают в отдельных случаях вид и понятия: наименование, название, типоразмер, проба, модель, сортамент, марка, артикул, выпуск, тип, профиль).

Пока не создан классификатор техногенного мира, удовлетворяющий технической науке и практике – глобальностью, стабильностью, удобством пользования, ясностью и однозначностью, не допускающей технического и юридического разночтений. Наиболее показательны: неудача – УДК (универсальной десятичной классификации), которая, несмотря на громадные средства на её создание и усилия по поддержанию, медленно отмирает; трудности, испытываемые уже в XXI веке таможенной градацией ввозимого и способствующие криминалу, или нестыковки рубрикатора промышленной продукции при соотнесении его с проспектами инофирм разных стран. Поэтому введение понятия «технический вид» необходимо, чтобы специалисты, принимающие участие в управлении производством, в разработке и осуществлении экономической политики организации или государства, чётко представляли, что имеется в виду: особь («Курск») или вид, когда говорят о стратегии – выпуске, например, подлодок. Проектируется, заказывается – вид, а поставляется, устанавливается, функционирует и обслуживается, утилизируется – конкретная особь – выделяемый элемент ценоза, штука, экземпляр, индивид, индивидуум – неделимая единица технического. На основе мнения об особи (плохо–хорошо) рождается оценка вида, входящая до глобальной постановки. Понятие технического вида требует обобщения понятия «изделие», заключающегося в распространении его на все составляющие технетики. Так, уместны и отражают сущность следующие выражения: вид техники, вид технологии, вид материала, вид продукции, вид отходов.

Что касается выделения ценоза, то операция осуществима и имеет смысл, как отмечалось, только в увязке с идентификацией особи и введением родо-видовой классификации для исследуемого семейства изделий. Два примера.

1. Электродвигатели, питающиеся от единого шкафа низкого напряжения, ценоз не образуют: во-первых, количество их невелико (отходящих линий обычно 5–8, иногда до 16, по освещению – до 30 групп); во-вторых, главное, что режимы их работы корреляционно значимо связаны (а то и жёстким детерминизмом). Но если говорить о втором уровне системы электроснабжения 2УР [35] в целом (что технологически может быть соотнесено участку [6]): ценологические свойства начинают проявляться на этом множестве двигателей. Далее они проявляются всегда: 3УР – отделение, 4УР – цех, 5УР – производство, 6УР – завод в целом. Здесь связи и зависимости для подавляющего большинства пар двигателей (не говоря уже о более длинных цепочках) статистически не значимы. Но они есть – повязаны внешними физическими и биологическими условиями, информационным и социальным сопровождением, например, системой технического обслуживания и ремонта. Часть электродвигателей города (не Москвы!) или региона, самоорганизуясь, образует ценоз. Но электродвигатели России в целом не образуют ценоз, так как подавляющее

большинство из них друг с другом никоим образом не связано, друг о друге «не знает».

2. Прокатные станы (или коксовые, доменные, сталеплавильные печи) одного металлургического предприятия образуют не ценоз, а систему, тесно увязанную планами, поставками, сырьём. Но в целом станы страны образуют ценоз: в 1978 г. 360 станом было 149-ти видов (сейчас самодостаточностью по прокату, что есть следствие ценологических свойств, характеризуются только Россия и Украина). Рассматривая по параметру «годовой выпуск проката» РФ как государство-особь, производящую прокат, можно рассматривать все производящие прокат страны мира как ценоз (пошлины, введённые США и Китаем, наглядно показали наличие связей и их нежесткость).

Необходимость постановки триединой задачи выделения (особь-вид-ценоз) связана с вопросом (оценкой) количества особей, образующих ценоз. Если вернуться к песку, то ни его куча, ни пляж, ни мириады Архимеда не образуют ценоз, несмотря на практическую бесконечность числа песчинок (я говорю о практически счётном множестве, т.е. множестве, равномоном множеству натуральных чисел: мы не можем пересчитать песчинки на практике, но уверены, что можем их перенумеровать – создать собственное счисление). Тогда проблема сводится к задаче определения количества видов, достаточных для предположения о наличии ценологических свойств у выделенной целостности, точнее, количества видов, образующих устойчивый ценоз. Появляется необходимость говорить о видовом многообразии.

Ю. Чайковский, цитируя Спенсера: «однородное неустойчиво», – напоминает, что согласно канонам экологии, число звеньев трофической цепи обычно не превышает шести (что легко проверяется по Одуму [33,с.91,107]), и пишет [36,с.131]: «...тезис Спенсера ... ясно говорит, что для устойчивости нужна некоторая неоднородность, но никак не безграничный рост разнообразия ... обычно пять слоёв регуляции достаточны ... для симметризации регулируемых и регуляторов, а вместе с тем и для стабилизации». Если 7 – длина цепи и 5 – слою регуляции, то $7 \cdot 5 = 35$ видов с избытком достаточно для стабилизации любой экосистемы. Учтя неравномерность распределения разнообразия видов по трофической цепи, Чайковский ожидает, что «для стабильности достаточно 100 видов, что большее обилие ничего не добавит. ... Мейен высказал в 1978 г. (на семинаре в МОИП) догадку, что разнообразие системы выше некоторого – необходимое условие для ее эволюции, а вовсе не для стабильности».

Вернемся к техническому, для проектировщиков которого мною сформулировано правило: «Пять и ты посередине» [6]. Оно означает, что во всех случаях для принятия эффективного решения необходимо владеть максимально полной информацией, соответствующей двум уровням вверх и двум - вниз по иерархии (пять слоёв регуляции). Так, принимая решения по цеху, следует оценить последствия для данного производства и завода в целом, и (одновременно!) для отделения, участка. Ещё более чётко объективировалось это положение в шести уровнях системы, с необходимостью выделенных мною [37] при разработке электрической части развития отрасли (генсхема чёрной металлургии) на 5, 10, 20 лет, включая определение объёмов электропотребления, показателей электроремонта, заказа именникового и специального оборудования, проведение необходимых НИОКР. Выделенные уровни составили основу комплексного метода расчёта электрических нагрузок, принятия технических решений на предпроектных стадиях (в электрической части).

Таким образом, для технического можно также принять пять срезов управления. Для каждого среза цепочка зависимостей элемента от элемента (разных и одного вида) невелика – 5–7. Тогда можно говорить, что объект, где выделяемо 30–40 видов, должен проявлять ценологические свойства (обращаясь далее к модели простых чисел, пока заметим, что 101!, составленный из 26-ти видов, даёт удивительные параметры N -распределения). Подтверждением полученного теоретически числа видов, особи которых, самоорганизуясь, образуют ценологический объект, является статистика [2,23].

Говоря о связях между видами (особями) одного ценоза, ещё раз обратим внимание на единичность типа «хищник–жертва» Вольтерра [38]. Хотелось бы предложить модель значимых связей отдельных особей всех видов ценозов, основанную на качественной оценке её адекватности. Пусть задан натуральный ряд чисел. Для достаточно большого значения числа, казалось бы, разложение на простые множители (виды) должно давать «длинные» произведения. Но это оказалось не так. Возьмём часть ряда от одного простого числа до другого:

220333	простое число	220343	19·11597
220334	2·41·2687	220344	2·2·2·3·9181
220035	3·5·37·397	220345	5·127·347
220036	2·2·2·2·47·293	220346	2·7·15739
220037	13·17·997	220347	3·3·3·8161
220038	2·3·3·12241	220348	2·2·31·1777
220039	7·31477	220349	179·1231
220040	2·2·5·23·479	220350	2·3·5·5·13·113
220041	3·11·11·607	220351	простое число
220042	2·29·29·131		

Среднее число связей, включая одно из простых чисел, составляет 3,7. Любопытно! Конечно, есть саранчовые всплески 2^n , 3^m , ..., но они лишь подтверждают ценологические свойства натурального ряда.

Обобщим изложенное и укажем на концептуальные отличия моего подхода, касающиеся техноценоза, вида, особи как единичного элемента.

Техноценоз – сообщество изделий конвенционально определённого объекта, включающее популяции всех видов выделенного семейства; множество образующих целостность элементов-изделий, характеризующееся слабыми связями и слабыми взаимодействиями относительно друг друга; система техногенного происхождения, рассматриваемая как сообщество классифицируемых по видам единиц техники, технологии, материала, продукции, отходов, и выделяемая административно-территориально для целей инвестиционного проектирования, построения (сооружение, монтаж, наладка), обеспечения функционирования (эксплуатация, ремонт), управления (менеджмент). Гносеологически такое определение позволяет опереться на ценологический подход естествознания и математический аппарат негауссовых гиперболических N -распределений для исследования систем (объектов) типа: цех, производство, предприятие (организация) или отдельное его хозяйство, отрасль, мировое производство продукта (сталь, нефть, зерно); село, район, город, область, регион, страна, сообщество государств или общемировых движений. Исследование технического ценоза – исследование целостности, которая структурируется и характеризуется устойчивыми параметрами.

Обратим внимание на использование термина *система*. Хотя техноценоз, безусловно, система техногенного происхождения, и предприятия (города) можно исследовать как системы определённого типа. Но может быть предложена иная точка

зрения на такие объекты – ценологическая: сам ценоз не является системой. Ценоз – это ценоз. Ценологические представления опираются на третью научную картину мира [4,6,39,40], а системный подход, системный анализ, системные исследования, системотехника, системно-мыследеятельностная методология – на детерминистские представления первой научной картины мира и вероятностные – второй. Этими представлениями для технического система определена как целое, составленное из частей; объективное единство закономерно связанных друг с другом предметов, явлений, знаний о природе и обществе; множество элементов (узлов, агрегатов, приборов и т.п.), понятий, норм с отношениями и связями между ними, образующее некоторую целостность и подчинённое определённому руководящему принципу [41]. Философски система – категория, обозначающая объект, организованный в качестве целостности (где энергия связей между элементами системы превышает энергию их связей с элементами других систем), и задающая онтологическое ядро системного подхода [42].

Оба определения подчеркивают целостность (единство) и наличие связей. Это восходит к известным основополагающим работам (цитируется по [2]): Л.Бергаланфи определял систему как комплекс элементов, находящихся во взаимодействии [43]; Р.Л.Акофф считал, что система – любая сущность, концептуальная или физическая, состоящая из взаимосвязанных частей [44]; М.Тода и Э.Х.Шуфорд: «Системой в самом широком смысле может быть решительно всё, что можно рассматривать как отдельную сущность» (под столь широкое определение подпадает и ценоз, но для практики нужна конкретизация); В.Н.Садовский и Э.Г.Юдин: «Система – множество элементов с отношениями и связями между ними, образующее определённую целостность» [46].

Распространяя на предприятия (организации) понятие *большие системы* (и не отделяя его от понятия *сложные*), можно утверждать, что они характеризуются: большими размерами – по числу частей и выполняемых функций; сложностью поведения как следствием большого числа взаимосвязей элементов; наличием общей цели; статистическим распределением поступления внешних воздействий; конкурирующим, состязательным характером подсистем; автоматизацией и информатизацией процесса функционирования; большими сроками создания; вхождением в качестве элемента в системы более высокого порядка; возможностью разбиения на системы более низкого порядка. Относится ли это к ценозам?

Сначала цитата [28,с.100]: «...картине мира, которая видит целостность мира достаточно жёсткой, начинает противостоять ценотическая картина мира (в основном, это *технетика* ...), видящая мир как целостность довольно рыхлую, выявляемую лишь на больших масштабах времени и пространства (в том числе фазового), но ничуть не менее существенную. Если синергетика вольно или невольно моделирует мир организмом, то технетика – биоценозом, то есть той целостностью, которая лишь в XX веке замечена». А ранее, обращая внимание, что «наиболее общее понимание проблемы» предложено мною: «Квази-гиперболичность естественно возникает всюду, где есть нежесткая система со слабыми связями, являющая собой в каком-то смысле целостность».

Многое из теории систем не применимо к теории техноценозов. Техноценоз вообще не делится на части, а образуется, и не частями, а неделимыми элементами, каждый из которых выполняет единичное количество функций, и эти функции слабо определяются другими (существует статистическая незначимость связей и взаимодействий [47]). Для ценоза отсутствуют (неприменимы) ключевые понятия теории систем: вход, выход, обратная связь, когда, например [48], технологические

процессы и агрегаты представляются как множественные объекты управления, для которых характерно использование нескольких регулирующих воздействий для поддержания требуемого значения одной выходной переменной. Возможность разбиения и вхождения специфична, а то и отсутствует. Вещи в квартире (не новосела, не в гостиничном номере), в том числе её электрика [49], образуют ценоз. Но он как сообщество не является подсистемой ни «более высокого», ни «более низкого» порядка. Отдельные же элементы – электропечь, холодильник, телевизор – образуют «внеквартирный» ценоз. Есть отдельные элементы, постоянно или мигрирующие присутствующие в ценозе и определяющие его функционирование, жизнь и смерть многих других элементов, но они не принадлежат ценозу. Поэтому их не следует и учитывать при ценологическом структурном анализе. Так, Саянский алюминиевый завод не определяется Хакасией, как и медведь биоценозом – опушкой леса.

Итак, первое - ценоз состоит из идентифицируемых особей, каждая из которых классифицируется своей принадлежностью к тому или иному виду (группа особей одного вида образует популяцию). Идентификация – одно из отличий моего подхода от, назовём одним словом, синергетического [25–27], где физико-химические частицы одного наименования неразличимы (элементарные, атомы, молекулы, соединения). Почему-то на отдельный атом, поймав его во время инструментальной облавы, нельзя повесить табличку с фамилией-номером (разве застрелить): он немедленно скроется в базарной толпе ординарности. Второе отличие – слабые связи и слабые взаимодействия между особями.

Идентификация и определение связей особи требуют уточнения самого определения, тем более что только ленивый не критиковал меня за этот термин. Особь, по Ожегову (и Виноградову, и «Словарю русского языка») – самостоятельно существующий организм, индивидуум (вспомним многообразие особей растительного мира). У Даля – неделимое, индивид; всякое отдельное существо или растение (по Далю, царства природы делятся на «классы, разряды, семьи, роды, виды, породы, кои уже составлены из особей»).

Трудность и медленность внедрения обобщающих терминов (мною используются как таксоны лишь особь, вид, род, семейство) объясняются неразвитостью общей науки о технической реальности (отсутствует обобщение, подобное выполненному К.Линнеем, 1735), далеко зашедшей специализацией как по техническим специальностям (научным направлениям), так и по виду технической деятельности: один задумывается о единичном, другой конструирует вид, третий устанавливает особь, четвёртый заказывает вид, пятый эксплуатирует особь, и так по кругу, оценивая (не)пригодность вида, рода («Жигули»), а то и семейства в целом. Из Кипплинга: «Есть 960 способов создания баллад племён/ И каждый из них правилен!», а С.В.Williams [31] замечает, что если заменить “правильный” на “совместимый с очевидностью”, то это может быть отнесено к человеческим усилиям в классификации животных и растений.

Специализация – магистральный путь техногенной цивилизации, усугубляемый глобализацией. Вспомним Винера: «В настоящее же время лишь немногие учёные могут назвать себя математиками или физиками, или биологами, не прибавляя к этому дальнейшего ограничения ... всякий вопрос, сколько-нибудь выходящий за ... узкие пределы, ... учёный чаще всего будет рассматривать как нечто, относящееся к коллеге, который работает через три комнаты дальше по коридору» [50,с.44]. Ценологические исследования заняты общей закономерностью, действующей в

любой реальности и касающейся любой науки. Именно поэтому требуется единство терминов и обозначений, включая математический аппарат.

Возьмем за основу концепцию триединства: особь–вид–ценоз. Будем считать основополагающими [31,51,52] и опираться на [2,4,6,9–12,22,28,30, 36,47,53–58].

Р.Фишер в 1943 г. показал применимость гиперболической модели [30] для исследования структуры ценозов (соотношения редко и часто встречающихся видов), доказав устойчивость структуры вне зависимости от времени и пространства, от рассматриваемого семейства. Подтверждающая статистика [31] обширна: исследуются проблемы видов и особей зоологических, ботанических, малых и больших районов; проблемы видов и высших групп, их распределение по классификации; разнообразие как измеримая характеристика популяции; распределение частот паразитов на/или в организмах хозяев; проблемы внутривидового соревнования и статистической экологии. Указывается на работы Watson (1859), давшего таблицу площадей и числа видов цветущих растений в Англии, и Wallace (1910) – по умеренному и тропическому климату; Kirby (1904), классифицировавшего 805 видов по 209 родам. Yule (1924), развивая [59] о hollow curve, объяснил закономерность тем, что шансы образования новых видов из других внутри одного рода в любой определённый промежуток времени (час, год, столетие) постоянны для всех времён [60]. Он подчеркивал, что имеется почти прямая линия отношения логарифма числа видов по роду к логарифму числа родов.

Williams рассматривает неопубликованные тезисы Stanley Garthside (1928), ссылки на которые в отечественной литературе обычны, сделавшего вывод: «несмотря на большое количество особей, которым и характеризуются некоторые виды, большое количество видов представлено сравнительно малой численностью». Затем Williams пишет, что если n – число особей какого-либо вида (численность популяции), а данные значения представить логарифмами, то между $n=1$ (ноева каста) и $n=24$ (саранчѳвая) кривая близка к прямой (приводятся и другие примеры). Отношение количества видов к числу особей, численность которых одинакова для всей выделенной группы видов (касты), выражается равенством

$$S=c/n^m, \quad (1)$$

где m и c – константы. Прямолинейное отношение бывает, когда $\log S+m \log n = \text{const}$, которая представляет гиперболу, если $m=1$.

Но основная модель, принятая в монографии [31] – логарифмический ряд Фишера [30]. Модель в свое время широко обсуждалась [61], возможность её использования для техноценозов мною подтверждена [32]. Однако дальнейшие исследования [2,9] привели всё-таки к модели (1). Вычисления членов логарифмического ряда оказались сложнее, единственность ряда не подтверждалась. Тенденция изменения значения величины x в функции отношения числа особей U к числу видов S (повторяемость $d=U/S$) не совпала с нашей статистикой. У Фишера:

d	x	D	x	d	x
1,443	0,97	25,58	0,993	144,6	0,9990
1,637	0,98	37,48	0,995	319,4	0,9996
2,483	0,99	57,21	0,997	1086	0,9999

Концепция Р.Фишера заключается в следующем: распределение частот видов, каждый из которых представлен 1, 2, 3, ... особями (m – число видов, каждый из которых представлен одной особью – ноева каста) математически описывается логарифмическим рядом

$$\alpha x, \alpha x^2/2, \alpha x^3/3, \dots, \quad (2)$$

где x – константа, меньшая единицы; $n_i = \alpha x^i$; число видов $S = \alpha(-\log(1-x))$ и число особей $U = \alpha x(1-x)$ (при $x=1$ ряд расходится).

Фишер заметил ограничение 10% на число особей для редких видов; я говорю о 5–10% особей, образующих новую касту (это 40–60% видов), и 5–10% числа видов – касту саранчѣвую (40–60% особей). Williams, отсылая к первоисточникам, где качественно описывается явление [62–64], многократно подчеркивает, что половина видов – редкие (в [31] не говорится о параллелях и не упоминается пионерная работа В.Парето [65]).

Первые статистические исследования массива публикаций с целью анализа научной продуктивности принадлежат А.Лотке [58,66], получившему эмпирическую зависимость для числа учёных n_i (видов), написавших i статей (особей):

$$n_i = n_1 / i^2; i=1, 2, \dots, i_{\max}, \quad (3)$$

где n_1 – число учёных (видов), написавших всего одну статью (ноева каста); i_{\max} – максимальная продуктивность учёного (саранчѣвая каста).

Суммируя (3), полагая $i_{\max} \rightarrow \infty$ и учитывая сходимость ряда $1/i^2$, получают предельное значение вероятности доли учёных (видов) с минимальной продуктивностью в одну статью (одностатейники) в данном массиве авторов, общее количество которых S :

$$p_1 = n_1 / S = 6 / \pi^2 \approx 0,6. \quad (4)$$

Нормируя, деля обе части (3) на S , приходят к частотному распределению (P_i – вероятность) научной продуктивности – к доле учёных p_i (видов), написавших i статей (особей) по данной тематике

$$p_i = \frac{6}{\pi^2} \frac{1}{i^2} \approx \frac{0,6}{i^2}, \quad \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1. \quad (5)$$

Выражения (3) и (5) носят название закона Лотки или закона обратных квадратов. Яблонский замечает: «Инвариантность, устойчивость этого закона на множестве научных областей позволяет говорить о нём как об одной из основных наукометрических закономерностей распределения научной продуктивности» [58, с.27], называемой гиперболической [67].

Для семейства распределений

$$n_i = \frac{n_1}{i^{1+\alpha}}, \quad p_i = \frac{n_i}{S} = \frac{n_1/S}{i^{1+\alpha}} = \frac{p_1}{i^{1+\alpha}}, \quad (6)$$

нормировочный коэффициент p_i определяют выражением:

$$p_i = \frac{n_1}{S} = 1 / \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{i^{1+\alpha}} \right), \quad (7)$$

которое при $i_{\max} \rightarrow \infty$ даёт минимально возможную долю ноевой касты (одностатейников), выраженную через дзета-функцию Римана:

$$p_1 = \frac{n_1}{S} = \frac{1}{\zeta(1+\alpha)} \approx \frac{1}{1+C\alpha}, \quad (8)$$

где $C \approx 0,58$ – постоянная Эйлера.

Непрерывным аналогом закона Лотки является распределение Парето (связываемое с распределением доходов [68]), получаемое из (6) и отличающееся от представления [69]:

$$p(x) = \frac{\alpha}{x_0} \left(\frac{x_0}{x} \right)^{1+\alpha}, \quad x \geq x_0, \quad \alpha > 0. \quad (9)$$

Оно описывает плотность распределения числа видов, представленных x особями при минимальной численности x_0 ($x_0 \leq x < \infty$ – непрерывная величина). Появление новых особей пропорционально уже существующим $dx/dt = \lambda x$, $x(t) = x_0 e^{\lambda t}$ (λ – параметр интенсивности), а время существования вида, распределённое в общем случае случайным образом по показательному закону, $p(t) = \mu e^{-\mu t}$ (μ – параметр). Распределение $p(x)$ для экспоненты $x(t)$ имеет вид (9), где $\alpha = \mu/\lambda$.

Ранговое распределение, если связать его с (6), принимает вид

$$i_r = \left(\frac{n_1}{\alpha} \right)^{1/\alpha} \frac{1}{r^{1/\alpha}} = \frac{A}{r^{1/\alpha}}. \quad (10)$$

При $\alpha=1$ форму (10), которой в частотной модификации соответствует закон Лотки, называют законом Ципфа

$$i_r = n_1/r. \quad (11)$$

Ранговая дифференциальная форма распределения Ципфа, называемая распределением Мандельброта (или законом Ципфа-Мандельброта), исправляет эффект рангового искажения:

$$x(r) = \frac{A}{(r+B)^\gamma}. \quad (12)$$

Эмпирическое распределение публикаций фиксированного профиля по журналам называют распределением Брэдфорда, и оно имеет вид:

$$X(r) = a + b \log r, \quad (13)$$

где r – ранг журнала; $X(r)$ – кумулятивное число статей; a и b – параметры аппроксимации Брэдфорда.

На базе введённого формализма Орлов [70] анализирует частотные структуры типа, как он их называет, Ципфа-Мандельброта (в его обозначениях):

$$p_i = \frac{k}{(B+i)^\gamma}; \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (14)$$

Формула (14) Мандельброта обобщает наблюдения Эступа, Кондома, Ципфа на случай изогнутого билогарифмического частотного графика (благодаря наличию константы B).

Орлов показывает, что функция структурной плотности вида

$$f(p) = A/p^\alpha, \quad (15)$$

где A , α – константы, описывают ту же частотную структуру, что и формула Мандельброта (12), (14); $p_i^N = m_i/N$, где N – объём выборки (длина текста); m_i – абсолютная частота i -го элемента, если положить:

$$K = \left(\frac{A}{\alpha} \right)^{1/\alpha}, \quad B = \frac{A}{\alpha p_1^\alpha} - 1; \quad \gamma = \frac{1}{\alpha}. \quad (16)$$

Константа A определяется из условий нормировки

$$\int_{p_n}^{p_1} f(p) dp = 1, \quad A = \frac{1-\alpha}{p_1^{1-\alpha} - p_n^{1-\alpha}} \quad \text{для } \alpha \neq 1. \quad (17)$$

Орлов называет обобщённым законом Ципфа-Мандельброта любую подчинённость структуры выражению (15) независимо от значения параметра α и утверждает, что существует большая группа одноразовых слов (ноева каста), что позволяет записать

$$p_n=1/N. \quad (18)$$

Выборка, частотная структура которой подчинена обобщённому закону, определена как ципфовский объём (объём Ципфа: представление о такой величине введено Ципфом [51] под названием «оптимальный объём» в ответ на критику М.Джуза). Словарь как функция от объёма Ципфа Z :

$$n_\alpha(Z) = \frac{A}{\alpha} (Z^\alpha - p_1^{-\alpha}) + 1; \quad \text{при } \alpha = 1 \quad n_1(Z) \approx \frac{Z}{\ln(Zp_1)}. \quad (19)$$

Модельный текст Орлова предполагает неограниченный статистически однородный текст: 1) вероятность употребления каждого слова не зависит от позиции этого слова и ранее использованных слов (разные распределения приводят к одинаковым математическим ожиданиям числа редко встречающихся слов); 2) на выборке любого объёма из текста имеются одноразовые слова (словарь текста бесконечен); 3) на выборках фиксированного объёма Z из этого текста выполняется обобщённый закон Ципфа-Мандельброта (вероятности частых слов подчинены (14), а для числа m -разовых слов предлагаются выражения математического ожидания $n_1(m,Z)=n_1(Z)/m(m+1)$ числа m -разовых слов в выборках).

При изменении объёма частоты частых (саранчѳвых) слов останутся неизменными. Но последний член в эмпирическом наборе частот будет иным. Значит, если $N < Z$, набор будет иметь меньше членов, чем набор на объёме Ципфа. И наоборот, если $N > Z$. Орлов делает важный вывод: частотная структура модельного текста не может быть стабильной – она есть функция объёма выборки (при $N < Z$ число одноразовых слов больше половины словарного запаса).

«Таким образом, словарь с ростом выборки нарастает быстрее, чем больше величина Z . Это значит, что не только от значения $\alpha=1/\gamma$, но и от значения объёма Ципфа зависит относительная насыщенность словаря текста, поскольку в пределах одного языка p_1 и α можно считать вполне приемлемой мерой лексической концентрации» [70,с.193].

Целесообразность принятия гипотезы о «ципфовском» спектре защищается Орловым и в публикации [71], где он проверил её на примере не лингвистической, а электрической статистики (ремонтируемые электродвигатели по месяцам и году Новосибирского металлургического завода). По существу [70,71] отрицает утверждения [9,28] и всю подборку журнала [72–75], полагая, что лексические выборки универсально описываются модельным текстом «независимо от стиля, жанра и языка», а впечатление, что отсутствует математическое ожидание – парадокс, который исчезает, если использовать объём Ципфа.

Шрейдер, говоря о Ю.К.Орлове и обсуждая мои результаты, констатировал, что Орлов первым обратил внимание на значимость более тонких закономерностей ранговых распределений (наличие большого количества слов единичной встречаемости – ноевой касты) и то, что «качество выполнения закона Ципфа для данного текста определяется не его объёмом, но свойством быть целостным текстом. Последнее уже явно не согласуется с вероятностной парадигмой, требующей, чтобы увеличение выборки влекло за собой улучшение соответствия между наблюдаемыми частотами и теоретически предсказанными вероятностями событий» [76,с.35].

Для практических целей в 70-х годах я пытался использовать ципфовский объём, опираясь как на [70], так и на [57]. Анализ выборок и генеральных совокупностей подтвердил качественно тенденцию роста объёма словаря (числа видов S) при увеличении выборки (количества особей U), уменьшение величины ноевой касты (A – относительное её значение) и рост повторяемости d , неопределённость поведения

характеристического показателя γ , ошибки σ , энтропии H (в табл.1 дано извлечение из 400 авторских распределений, приведённых в [9] и основанных на [78]; обобщение см. [23]). Количественное же подтверждение нельзя признать удовлетворительным, что позволило сделать вывод: модели, основанные на частотах и на логарифмическом представлении, трудно использовать.

Таблица 4

Наименование ценоза	S	U	A	γ	100σ	H	d
«Комсомольская правда», 18.12.1975	2966	7710	0,377	1,92	16,16	1,52	2,60
«Кузнецкий рабочий», 30.09.1976	3404	9165	- ряд утерян			-	2,69
«Евгений Онегин»	4596	20732	0,353	1,97	13,54	1,78	4,51
Карметкомбинат, май, 1976	1968	24721	0,182	1,80	4,92	2,91	12,56
Элементы, по Ферсману	83	беск.	0,507	1,50	0,91	1,56	-
Изотопы, по Чердынцеву	287	беск.	0,349	1,93	14,05	1,54	-
Творчество, Ботвинника	153	831	0,327	1,14	1,09	2,23	5,43
«Мастер и Маргарита»	401	2089	0,501	не считалось			5,21

Для практики важны исследования [57], где констатируется не очевидное с точки зрения теории вероятностей утверждение, что минимальное значение функции равно единице, и ставится вопрос, какое значение принимает на правом конце интервала $m(1)$ гипербола: $F_N = F_{\min} = \beta$. Если найдено β , можно говорить о двух крайних значениях конца гиперболы, ограниченных возможными значениями β . Связь между длиной текста T и объёмом словаря V предсказывается законом Ципфа:

$$T = F_{\max} \int_1^V \frac{d_n}{n} \approx F_{\max} \ln V, \quad \frac{F_{\max}}{V} = \beta; \quad (20)$$

$$T = \beta V \ln V. \quad (21)$$

Требование равновеликости $m(1)$ – последней ступени и площади под последним фрагментом гиперболы формулирует условие «правильности текста»: текст не только должен содержать слова с единичной частотой, но доля таких слов в объёме всего словаря V строго определена

$$\mu(1) = \frac{F_{\max}}{\beta(\beta + 1)} = \frac{\beta V}{\beta(\beta + 1)} \approx 0,604 V. \quad (22)$$

Значение выражения (22) широко мною используется как утверждение, что объём новой касты равен 60% (это 5-10% от числа особей), а из условий симметрии гиперболы не менее 40% повторяющиеся виды.

Легко проверяема в экспериментах формулировка закона Ципфа

$$\lambda n / \lambda n_1 = \ln n / \ln n_1, \quad (23)$$

где $\lambda(x)$ – объём текста, покрываемый первыми по рангу n словами (при $\gamma=1$).

Можно интерпретировать (23), положив $n_1=V$,

$$Z_n = \lg n / \lg V, \quad (24)$$

и говорить, что чем больше текст, тем большую роль в нём играют 10% самых частых слов (и обратно – роль остальных 90% словаря уменьшается с увеличением длины текста).

Существует множество объяснений действию закона Ципфа [4,11,12,25–28,52–56,67,70,76,77], но ни одно из них, ни дискуссия на представительной конференции 1996 г. (с участием Ю.А.Шрейдера, А.П.Левича, Ю.В.Чайковского, С.Д.Хайтуна,

Ю.К.Орлова, Б.А.Трубникова, Ю.К.Крылова, Т.Г.Петрова и учёных, развивающих ценологическое направление) не представляются доказательными.

Мне ближе объяснение закона Ципфа, основанное на модели Бозе-Эйнштейна [79], предложенной Хиллом. Рассматривается родо-видовая форма закона Ципфа, где подразмевается любая система классификации единиц таким образом, что отношение классов с точным S единиц в определённом смысле приблизительно пропорционально $S^{-(1+\alpha)}$, для постоянной $\alpha > 1$. Распределение видов в родах выглядит в форме Бозе-Эйнштейна

$$p_r \{L = l \mid M, N\} = \binom{N-1}{M-1}^{-1}, \quad (25)$$

где N видов распределено по M непустым родам; L_i – число видов в i -м роде; $l = (l_1, \dots, l_m)$, $l_i \geq 1$, $\sum_{i=1}^m l_i = N$.

Рассмотрим обобщённую математическую постановку сегодняшнего времени (но в наших обозначениях), называемую (в том числе и в Интернете) первым и вторым законами Ципфа. Чтобы получить ципфовские ключевые слова произвольных документов (текстов), надо уметь делать описанное выше: выделить и сосчитать все особи-слова из текста, рассматриваемого как целостность (это может быть весь Пушкин или Лермонтов, естественно, имеется в виду их сохранившееся творческое наследие; весь «Евгений Онегин», отдельная глава, слова на какую-либо букву алфавита [78]), определить вид, подсчитать, сколькими особями представлен каждый вид (определить численность каждой популяции), и лишь затем приступить к математической обработке. Если обратиться к лингвистике – основному источнику статистики для Ципфа, начинают говорить о вхождении каждого слова в текст и разных словах, входящих в текст с одинаковой частотой. При этом, говоря о лексическом разнообразии словаря [80], мы должны понимать фразу (с. 922): «Алфавитный словарь Частотного словаря содержит 39268 различных лексем общим числом 1056382 словоупотребления». Не различая вид (лексема) и особь (словоупотребление), мы получили бы: слова словаря содержат «x» слов числом «y» слов (в некоторых технических публикациях такое неразличение встречается).

Чтобы словоупотребление-особь отнести к лингвистическому виду, недостаточно простых правил: глагол – неопределённая форма; существительное – именительный падеж, единственное число. Что делать со словами *ботинка* и *ботинок*, *будя* и *будя*? Не каждый технарий определил бы, что Лермонтов [81] употребил «а» как союз 1518 раз, как междометие – 70, как частицу – 14, как сокращение – 2 раза.

Не формализуя как триединую задачу выделение особь-вид-ценоз, Ципф подсчитывал и однозначно записывал всё количество особей $u_i \in U$, относя каждую к какому-либо виду $s_i \in S$ (выделенного семейства исследуемого ценоза), тем самым анализировал текст длиной T и составлял словарь объёмом V , фиксируя некоторое наблюдение (факт), в наиболее общем виде характеризуемое двумя величинами: суммарным количеством особей (каждая особь – отдельная запись) и общим количеством видов:

$$T \equiv U = \sum u_i; \quad V \equiv S = \sum s_j \quad (26)$$

где $i=1, 2, \dots, U$; $j=1, 2, \dots, S$.

Тогда можно говорить о статистической вероятности (частоте) случайного события, заключающегося в выделении (извлечении) особи, идентифицируемой по виду (отнесённой к какому-либо виду). Можно принять, что извлечение

осуществляется по схеме с возвращением, где число шаров равно числу особей, а видов – во сколько цветов они окрашены (один шар – один цвет). Это ведёт к известному определению вероятности p_i и теоретико-информационной мере степени неопределённости случайной величины (энтропии) H , используемой как показатель общего разнообразия Шеннона \overline{H} [2,9,53]:

$$p_i = \frac{u_i}{T}; \quad \overline{H} = -\sum \frac{u_i}{T} \log \frac{u_i}{T}. \quad (27)$$

Но это – единичная вероятность того, что мы «достанем» данную особь: вероятность случайного независимого несовместного события встретить данную особь.

Не эту вероятность имеют в виду, когда говорят о первом законе Ципфа, утверждающем, что произведение вероятности обнаружения особи в тексте и ранга частоты r дают константу b . Ципф каждую особь относит к какому-либо виду, объединяя особи одного вида в группы (популяции). Наибольшей по численности популяции присваивается первый ранг $r_1=1$, вероятность которой $\lambda(1)$, и далее по убывающей $\lambda(r)$ выстраивая все популяции, число которых оказывается равным числу видов S . Вероятность появления ранга $1/S$ – не информативна без дальнейшей параметризации. Поэтому в первом законе Ципфа речь идёт о вероятности

$$\lambda(r) = \frac{\Lambda(r)}{\sum u_i}; \quad \Lambda(r) = \frac{B}{r^\beta}; \quad \lambda(r) = \frac{b}{r^\beta}, \quad (28)$$

а сам закон ($\beta=1$)

$$b=r\lambda(r) \quad (29)$$

Функция (29) – равносторонняя гипербола, значение параметров которой различно при исследовании языков, но внутри одной языковой группы неизменно (для английских текстов константа b Ципфа равна приблизительно 0,1). Мною выражение (28) названо (определено) ранговидовым гиперболическим H -распределением.

Второй закон Ципфа «количество–частота» объединяет популяции одной численности i (виды, представленные одинаковым количеством особей) в группу $k \in K$, названную мною кастой, и утверждает, что между значениями $i=1,2, \dots$ и частотой (вероятностью) появления группы (касты) есть зависимость, отражаемая кривой (гиперболической), параметры которой сохраняются для всех без исключения текстов, созданных человеком (с небольшими межязыковыми отличиями). Небольшое отличие коэффициентов, отвечающих за наклон кривой (вогнутость гиперболы), в логарифмическом масштабе даёт на графике прямую (за исключением нескольких начальных точек). Второй закон Ципфа в моей терминологии есть видовое гиперболическое H -распределение. На примере простых чисел (рис.1) представлены видовое (рис. 1,а) и ранговидовое (рис. 1,б) H -распределения и H -распределение по параметру (рис. 1,в), служащее не для исследования структуры, а для системного описания ценоза.

При рассмотрении отличий H -подхода ценологической технетической школы будем иметь в виду именно первый и второй законы Ципфа, понимая их изначальность. Расширяют ципфовские представления достаточно полно обзоры многочисленных законов и распределений [4, 31, 36, 51, 52, 54, 55, 57, 58, 67, 70, 73-76], из которых я бы отметил концептуальность [28] и строгость [82]. Заметим, что существует много подходов к представлению гиперболической H -зависимости иной формой – заменой осей и др. Дискуссия [4] наглядно демонстрирует это.

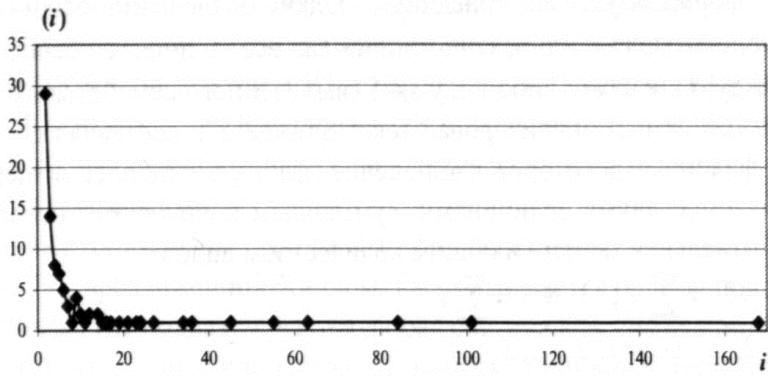


Рис. 1,а. Видовое распределение

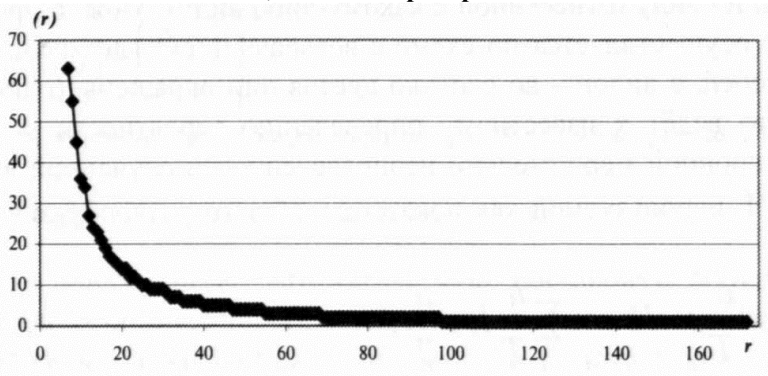


Рис. 1,б. Ранговидовое H-распределение

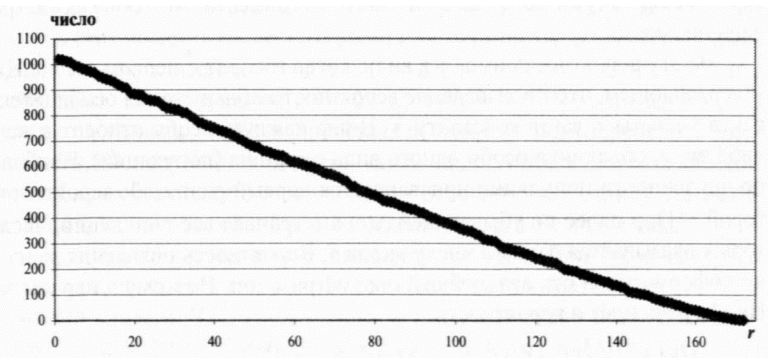


Рис. 1,в. Ранговое распределение

Рис 1. Виды распределений

Приведём лишь оценку неравенства доходов, которая восходит к В.Парето [65,68], но связывается с используемой в экономической теории кривой Лоренца [83]. Это показатель, отражающий неравномерность распределения совокупного дохода общества между различными группами населения. На рис.2 линия OC показывает абсолютное равенство в распределении доходов. Абсолютное неравенство означает человека, который присваивает 100% всего дохода. В реальности фактическое распределение дохода показано линией $OABCD$. Чем больше отклоняется кривая Лоренца от линии OD , тем больше неравенство в распределении доходов. Если площадь заштрихованного участка графика KF , то показатель (и называемый коэффициентом Джини), измеряющий степень неравенства в доходах, определяют выражением $G=KF/ODF$. Чем больше отклонение кривой Лоренца от биссектрисы, тем больше коэффициент Джини будет приближаться к 1. Становление рыночной системы хозяйствования и формирование слоя собственников неизбежно усилит влияние принципа распределения по накопленному имуществу. При этом формирование совокупных доходов населения будет способствовать росту дифференциации доходов и социальному расслоению не только богатых, но и бедных.

Охарактеризуем меру концентрации:

$$KF = 1/2 - \frac{1}{2} \sum f_i(\Phi_i + \Phi_{i-1}), \quad (30)$$

где Φ_i – накопленный относительный итог для суммарного значения признака (значение ординаты); F_i – накопленная относительная частота (значение абсциссы); f_i – относительная частота. Тогда коэффициент Джини [84]:

$$G=2KF. \quad (31)$$

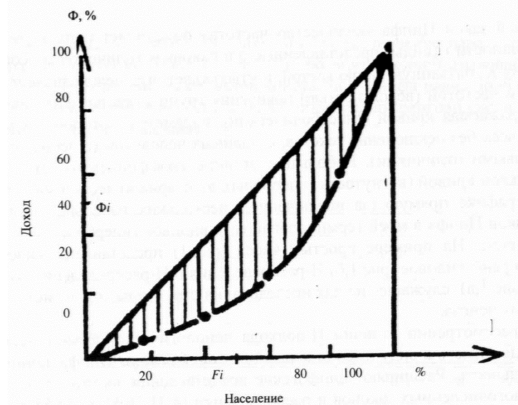


Рис. 2. Кривая Лоренца

Что касается собственно Парето, то при рассмотрении устойчивых негауссовых распределений Яблонский [58] говорит о законе Ципфа-Парето (с.65–77), записывая его в виде:

$$p(x) \sim \frac{A}{x^{1+\alpha}}, \quad (32)$$

где $A = 1/\sqrt{2\pi} = 0,3989\alpha = 0,5$.

Если взять распределение Коши в простейшем случае и перейти к асимптотике, то закон Цифа-Парето представляется в виде

$$p(x) = A/x^2, \text{ где } \alpha = 1, A = 1/\pi = 0,3183. \quad (33)$$

Отметим факт: распределение Парето справочно представлено в [69] наряду с 24 другими (а Цифа – нет) следующим образом:

Область значений	$1 \leq x < +\infty$
Параметр формы	$c > 0$
Функция распределения	$1 - x^{-c}$
Плотность вероятности	cx^{-c-1}
Обратная функция распределения (функция вероятности α)	$[1/(1-\alpha)]^{1/c}$
Функция выживания	x^{-c}
Обратная функция выживания (функция вероятности α)	$(1/\alpha)^{1/c}$
Функция риска	c/x
Кумулятивная функция риска	$c \log x$
Математическое ожидание	$C(c-1), c > 1$
Дисперсия	$[c/(c-2)] - [c/(c-1)]^2, c > 2$
Коэффициент вариации	$[(c-1)/c]^{1/2}, c > 2$

Оценка параметров: параметр $1/c$; оценка $1/n \sum \log x_i$; метод максимального правдоподобия; $x_i, i=1,2,\dots,n$ – выборочные наблюдения. Плотность вероятности и функция распределения Парето представлены на рис.3.

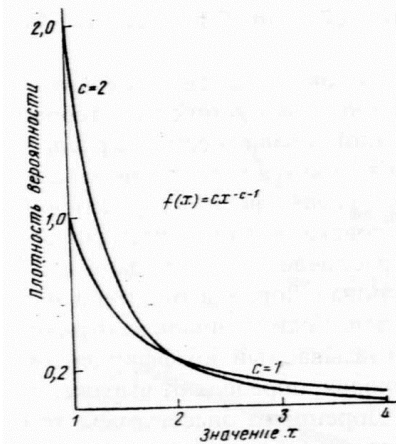


Рис.3а. Плотность вероятности распределения Парето

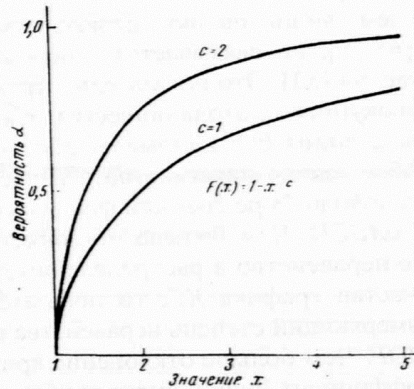


Рис.3б. Функция распределения Парето

Имея в виду (9), хотя мне кажется, это в большей степени относится к форме (15), выводимой, но не тождественной форме (9), Яблонский, ссылаясь на [68], пишет, что показатель $\alpha=1,5$ характерен для распределения Парето при описании распределения доходов. Обращаясь к Феллеру, показавшему, что известное в астрономии распределение Хольцмарка для интенсивности гравитационного поля звёздных систем имеет вид устойчивого негауссова распределения с характеристическим показателем $\alpha=1,5$, Яблонский делает вывод [58,с.15]: «Распределение Парето может рассматриваться как эмпирический аналог асимптотики теоретического распределения Хольцмарка ... установленная связь между законами Цифа-Парето и

устойчивыми негауссовыми распределениями ... приводит к определённым содержательным выводам ... отсутствие конечных моментов ... указывает на необходимость критического отношения к прогнозированию по методу наименьших квадратов». Без предвзятельного преобразования можно использовать эмпирические данные «для поиска иных существенных параметров, характеризующих распределение: не моменты, а квантили, энтропия, характеристические показатели и проч.». Говоря о распределениях в экономике и соображениях о размерности Мандельброта для доказательства подчинённости устойчивым распределениям, В.Феллер [85], называет их распределениями Леви-Парето. И это исторически и фактически правильное, чем называть эту область законами Ципфа.

Не абсолютизируя мнение [54] о всеобщности негауссовых процессов, Яблонский пишет тем не менее, что закон Ципфа-Парето «играет в соответствующих областях (связанных, как правило, с информационными, биологическими, социально-экономическими системами) практически ту же универсальную роль, что и закон Гаусса в стохастических процессах с конечной дисперсией, связанных обычно с естественными процессами в неорганических, физико-химических системах» [58,с.76].

Цитируемое, как и другая библиография по проблематике, не включает в себя исследования материальной части техногенного мира вообще, техноценозов в особенности. По-видимому, моим приоритетом является: 1) доказательство применимости и новизна моих Н-представлений (гиперболических Н-распределений) ко всем областям существующего, складывающегося, ожидаемого и, главное, не ожидаемого технического (техники, технологии, материалов, продукции, отходов как целостности – технетики), распространённости этих представлений в новой, мне принадлежащей трактовке, на все технические науки [2,32,78,86]; 2) открытие закона информационного отбора, который включает фундаментальные представления энергетического и естественного отборов и даёт основу закономерностям документального и интеллектуального отборов [2,78,86,87]; 3) формулировка основ *технетики* – науки о документальной части технической реальности и о техноценозах [9: 1-е изд.,384 с., 1991; 2-е изд., перераб. и доп., 552 с., 1993; 39,88,89] и основ *электрики* – приложения технетики, отражающего развитие науки об электричестве и сфере практической деятельности – электротехнике и электроэнергетике [6,20,22,24,35,37,90]. Общность (заимствуя романтизм Н.Винера о новой науке «об управлении и связи в животном и машине») структуры сообществ машин, живых организмов и социального, основанная на подобии процессов передачи, хранения и переработки информации, привела меня к философскому осмыслению сделанного и к концепции философии технетики [3,9,10,39,40,87,91,92], отвергнутой, впрочем, философами Санкт-Петербургского государственного университета [4], несмотря на поддержку ИФ РАН и ИИЕТ РАН.

Как указывалось, мои исследования опирались на биологические представления. Основная причина этого – очевидность аналогий в технике биологическим понятиям *особь* и *вид*. Терминология Парето, Брэдфорда, Лотки, Ципфа, Мандельброта для аналогий подходила в меньшей степени. Действительно, легко сравнить табл. 6 (A.S.Corbet, 1942) Individuals per Species Malaya [31,с.19], где итог: total individuals 9031; total species 620 с электродвигателями моей табл.1. Или табл. 25: Frequency distribution of species of fresh-water algal from samples from a number of small ponds in N.E.Spain, где t.i.=2348; t.s.=355. Или табл. 34, используемую мною как модель распределения на Запае видов кабелей по встречаемости: List of species of plants in Jaccard's 52 quadrats in Switzeland, rearranget in order of frequency of occurances in

quadrats, with the number of accurances in brackets, где 92 вида представлено 1303 особями.

Если же обратиться к математической стороне, то основу моих ценологических утверждений составляют работы академиков Колмогорова, Хинчина, Гнеденко [93-101] с учётом [102-103]. Изложим их в сжатом виде.

Со времён Чебышева (1866) общие задачи о предельных законах формулировали следующим образом. Дана последовательность независимых случайных величин $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots$. Наиболее общие условия, которые следует наложить на величины x_k , чтобы

$$1) \quad \text{выполнялся закон больших чисел, т.е. при любом } \varepsilon > 0 \\ P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_k - Ex_k) \right| < \varepsilon \right\} \rightarrow 1, \quad (n \rightarrow \infty) \quad (34)$$

$$2) \quad \text{имела место центральная предельная теорема} \\ P \left\{ \frac{\sum_{k=1}^n (x_k - Ex_k)}{\sum_{k=1}^n E(x_k - Ex_k)} < Z \right\} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^Z e^{-\frac{u^2}{2}} du, \quad (n \rightarrow \infty) \quad (35)$$

3) заключаются в том, что величины x_k имеют конечные математические ожидания (34) и конечные дисперсии (35).

Наиболее существенные результаты в развитии (34), (35) получены А.А.Марковым и А.М.Ляпуновым. Линдберг (1922) указал более общие, чем у Ляпунова, достаточные условия для применимости закона больших чисел. Классическая проблематика получила завершение, когда А.Н.Колмогоров (1926) дал необходимые и достаточные условия для применимости этого закона, а В.Феллер (1935) показал, что условия Линдберга являются не только достаточными, но и необходимыми.

Феллер [85] изложение истории начинает с напоминания, что основы общей теории устойчивых распределений заложены П.Леви, который нашёл преобразование Фурье всех строго устойчивых распределений (1924). Понятие безгранично делимости восходит к Б. де Финетти (1929). Более простой новый подход к теории устойчивых распределений стал возможным после введения этого понятия. Преобразования Фурье безгранично делимых распределений с конечными дисперсиями были найдены Колмогоровым (1932). В 1934 г. П.Леви нашёл преобразования Фурье произвольно безгранично делимых распределений, сформулировав новый подход (1937). Им же безгранично делимые распределения изучались с точки зрения случайных процессов. Все последующие исследования происходили под сильным влиянием фундаментальных работ П.Леви. Первые чисто аналитические вывод общей формулы были даны в 1937 г. независимо Феллером и Хинчиным. Интерес к теории был стимулирован замечательными исследованиями А.Дёблина (1939), посвящёнными областям притяжения. В предложенных им функциях впервые появились правильно меняющиеся функции. Современная теория по-прежнему носит отпечаток этой основополагающей работы.

Классическая центральная предельная теорема получила развитие в новой постановке, когда от случайных величин x_k уже не требовалось существования ни дисперсий, ни математического ожидания. Можно найти постоянные B_n, A_n такие, чтобы функции распределения сумм сходились при $n \rightarrow \infty$ к закону Гаусса.

$$S_n = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_k + \dots + x_n}{B_n} - A_n \quad (36)$$

Изучение однородных во времени случайных процессов без последствия привело А.Н.Колмогорова (1930) к созданию теории безгранично делимых законов распределения, разрабатывавшейся далее А.Я.Хинчиным и П.Леви. Оказалось, что класс предельных законов для сумм независимых случайных величин, сходящихся к нормальному закону Гаусса, уже, чем класс безгранично делимых. Полное решение было получено Б.В.Гнеденко (1937) для математического ожидания и дисперсии

величины x : $Dx = \int_{-\infty}^{\infty} (x - Ex)^2 dF(x)$, где $F(x)$ функция распределения случайной величины x , т.е. $F(x) = P\{x < x\}$.

Все предельные законы совпадают с так называемыми устойчивыми. Распределение называется устойчивым, если при любых $a_1 > 0, b_1, a_2 > 0, b_2$ найдутся такие $a > 0$ и b , что при всех x

$$F(a_1x + b_1) \cdot F(a_2x + b_2) = F(ax + b) \quad (37)$$

осуществляется n -кратная свёртка, в смысле композиции F^{n*} функций распределения F , любой фиксированной функции распределения $F(x)$. Существует последовательность безгранично делимых законов такая, что

$$\sup_x |F^{n*}(x) - G_n(x)| \rightarrow 0 \quad \text{при } n \rightarrow \infty.$$

Распределения G_n по F строятся довольно сложно. Однако важное место занимает случай, когда все G_n получают из одного и того же распределения G линейной заменой аргумента $G_n(x) = G(xB_n + A_n)$, $B_n > 0$, A_n - константа. В этом случае распределение (36) «нормированных сумм», представленное как $(S_n - A_n)/B_n$, сходится к $G(n)$. Известны необходимые и достаточные условия, которым должна удовлетворять исходная функция распределения F , чтобы такое распределение G существовало. Описанный класс всех распределений G совпадает с классом всех устойчивых распределений.

Если ввести неубывающую функцию ограниченной вариации $G(u)$ со свойствами: 1) $(1+u^2)/u^2 \cdot dG(u) = dM(u)$, при $u < 0$; и 2) $1+(1+u^2)/u^2 \cdot dG(u) = dN(u)$, при $u > 0$; 3) скачок $G(u)$ в точке $u=0$ равен σ^2 , а подынтегральная функция в нуле определена по непрерывности $[\{e^{itu} - 1 - itu/(1+u^2)\} (i+u^2)/2]_{u=0} = -t^2/2$, то переходят к формуле Леви-Хинчина

$$\log f_s t = \lambda \{i\gamma t + [\{e^{itu} - 1 - itu/(1+u^2)\} (i+u^2)/u^2] dG(u)\}. \quad (38)$$

Для того, чтобы функция $f(t)$ была характеристической функцией некоторого безгранично делимого распределения, необходимо и достаточно, чтобы её логарифм мог быть представлен в виде

$$\log f(t) = i\gamma t + [\{e^{itu} - 1 - itu/(1+u^2)\} (i+u^2)/u^2] dG(u), \quad (39)$$

где γ - действительная постоянная. Если закон $F(x)$ имеет конечную дисперсию, то γ имеет смысл математического ожидания. Представленный $\log f(t)$ формулой (39) единствен.

Чтобы функция распределения $F(x)$ была устойчивой, необходимо и достаточно, чтобы логарифм её характеристической функции был представлен формулой (натуральные логарифмы характеристических функций устойчивых распределений, и только они, допускают представление)

$$\log f(t) = i\gamma t - c|t|^\alpha \{1 + i\beta(t/|t|) \omega(t, \alpha)\}, \quad (40)$$

где α, β, γ, c - постоянные; α - характеристический показатель устойчивого закона, γ - любое действительное число; $-1 \leq \beta \leq 1$; $0 < \alpha \leq 2, c > 0$

$$\omega(t, \alpha) = \begin{cases} \operatorname{tg} \frac{\pi}{2} \cdot \alpha, & \text{если } \alpha \neq 1 \\ \frac{2}{\pi} \cdot \log |t|, & \text{если } \alpha = 1. \end{cases}$$

Функции $M(u)$ и $N(u)$ и постоянную c в выражении (40) следует положить равными ($c_1 \geq 0$; $c_2 \geq 0$; $c_1 + c_2 > 0$)

A	$M(u)$	$M(u)$	C
$0 < \alpha < 2$	$c_1/ u ^\alpha$	$-c^2/u^\alpha$	0
$\alpha = 2$	0	0	≥ 0

Резюмируя полученные результаты, сделаем вывод, что логарифм характеристической функции устойчивого закона или равен

$$\log f(t) = i\gamma t - \sigma^2/2 \cdot t^2 \quad (\sigma > 0), \quad (41)$$

что представляет нормальный закон, или равен

$$\log f(t) = i\gamma t + c_1 \int_{-\infty}^0 \{e^{itu} - 1 - itu / (1 + u^2)\} du / |u|^{1+\alpha} + c_2 \int_0^{\infty} \{e^{itu} - 1 - itu / (1 + u^2)\} du. \quad (42)$$

$c_1 \geq 0$, $c_2 \geq 0$, $0 < \alpha < 2$.

Этим вопрос о каноническом представлении устойчивых законов полностью решается. Интегралы (42) могут быть выражены через элементарные функции, имеющие различный вид, связанный с характеристическим показателем.

1. $0 < \alpha < 1$. Так как интегралы $\int_{-\infty}^0 \frac{u}{1+u^2} \frac{du}{|u|^{1+\alpha}}$ и $\int_0^{\infty} \frac{u}{1+u^2} \frac{du}{|u|^{1+\alpha}}$

конечны, то формулу (42) можно записать в виде

$$\log f(t) = i\gamma' t + c_1 \int_{-\infty}^0 (e^{itu} - 1) \frac{du}{|u|^{1+\alpha}} + c_2 \int_0^{\infty} (e^{itu} - 1) \frac{du}{u^{1+\alpha}}. \quad (43)$$

Воспользовавшись теоремой Коши об интеграле по замкнутому контуру, выбрав за контур интегрирования отрезки действительной оси от 0 до R , дугу окружности радиусом R с центром в начале и отрезке мнимой оси от 0 до iR , после преобразования получим, что при любом t

$$\log f(t) = i\gamma' t - c|t|^\alpha \left\{ 1 + i\beta \frac{t}{|t|} \operatorname{tg} \frac{\pi}{2} \alpha \right\}. \quad (44)$$

2. $1 < \alpha < 2$. В этом случае, изменив постоянную γ , можно записать (9) в изменённом виде

$$\log f(t) = it\gamma'' + c_1 \int_{-\infty}^0 (e^{itu} - 1 - itu) \frac{du}{|u|^{1+\alpha}} + c_2 \int_0^{\infty} (e^{itu} - 1 - itu) \frac{du}{u^{1+\alpha}},$$

а затем перейти к (44) в изменённом виде

3. $\alpha = 1$. Результат получается несколько иной:

$$\log f(t) = i\gamma' t - c|t|^\alpha \left\{ 1 + i\beta \frac{t}{|t|} \frac{2}{\pi} \log |t| \right\}, \quad c = (c_1 + c_2) \frac{\pi}{2}.$$

Можно отметить существенные свойства устойчивых распределений.

1. Все устойчивые законы одновершинны.

2. Для каждого устойчивого закона $V(x)$, за исключением нормального и единичного, существуют такие числа α ($0 < \alpha < 2$) и $c > 0$, что

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} x^\alpha \{1 - V(x) + V(-x)\} = c.$$

Совокупность всех функций распределения $F(x)$, притягивающихся к $V(x)$, называют областью притяжения закона $V(x)$. Все устойчивые законы распределения и только они имеют области притяжения. Все устойчивые законы, за исключением несобственных, непрерывны и имеют непрерывные производные всех порядков.

3. Только нормальный закон среди всех устойчивых законов имеет конечную дисперсию. При $1 < \alpha < 2$ устойчивые законы имеют математическое ожидание, при $0 \leq \alpha \leq 1$ - не имеют ни дисперсии, ни математического ожидания.

Используем изложенный подход для построения математической модели структуры техноценозов человеческого бытия, образующей материальную основу хозяйства, и распределения ресурсов между индивидами по всей иерархии общественного устройства и административно-хозяйственной подчинённости.

Имея в виду, что вообще говоря, B_n отличается от $n^{1/\alpha}$ лишь медленно меняющимся множителем, можно принять $B_n = n^{1/\alpha}$ в том и только в том случае, когда

$$F(-x) \sim c^1/|x|^\alpha, \quad 1-F(x) \sim c_2/x^\alpha, \quad (45)$$

что собственно и представляет собой гиперболическое распределение при медленном изменении параметра c .

Воспользуемся двумя основными элементарными типами случайных функций:

1) нормальным, в котором характеристическая функция $f_x(t)$ случайной величины даётся формулой

$$\log f_\lambda(t) = \lambda \left(i\gamma t - \frac{\sigma^2}{2} t^2 \right); \quad (46)$$

2) пуассоновским, в котором характеристическая функция $f_x(t)$ имеет вид

$$\log f_\lambda(t) = \lambda c (e^{iht} - 1), \quad (47)$$

где каждому действительному $\lambda \geq 0$ соответствует случайная величина ζ_λ причем : 1) ζ_0 тождественно равно нулю; 2) закон распределения разности $\zeta_{\lambda_2} - \zeta_{\lambda_1}$ при $\lambda_2 > \lambda_1$ зависит только от разности $\lambda_2 - \lambda_1$; 3) при $\lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_k$ разности $\zeta_{\lambda_2} - \zeta_{\lambda_1}$, $\zeta_{\lambda_3} - \zeta_{\lambda_2}$, ..., $\zeta_{\lambda_k} - \zeta_{\lambda_{k-1}}$ независимы между собой.

Тогда ζ_λ является при любом натуральном n суммой $\zeta_\lambda = \eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_n$ одинаково распределённых независимых слагаемых

$$\eta_k = \zeta_{\frac{\lambda k}{n}} - \zeta_{\frac{(k-1)\lambda}{n}}, \quad (48)$$

что собственно и является основой рангового гиперболического H -распределения.

Составив функции ζ_λ , соединяющие типы изменения (46) и (47), допустив при этом не только скачки фиксированных размеров h , но и самых разнообразных размеров, и приняв при этом, что на промежутке $(\lambda; \lambda + d\lambda)$ скачок происходит с вероятностью $cd\lambda$, а функция распределения размеров скачков есть $P(h < u) = F(u)$, то комбинируя (46) и (47), по Финетти, приходим к формуле

$$\log f_\lambda(t) = \lambda \left\{ i\gamma t - \frac{1}{2} \sigma^2 t^2 + c \int (e^{iut} - 1) dF(u) \right\},$$

не дающей общего решения. Для случая с конечной дисперсией ζ_λ оно было найдено Колмогоровым:

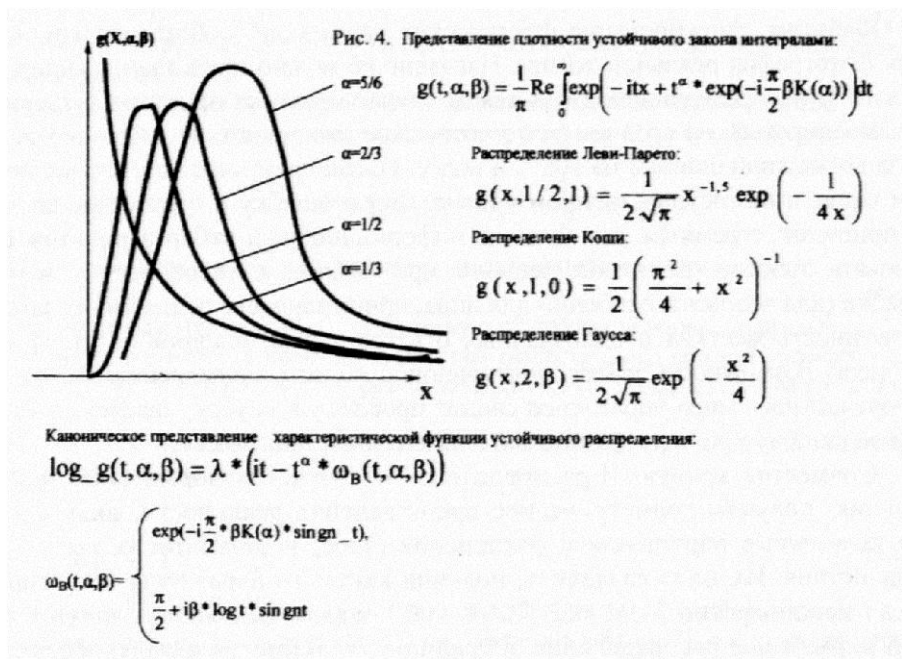
$$\log f_\lambda(t) = \lambda \left\{ i\gamma t - \frac{\sigma^2}{2} t^2 + \int_{-\infty}^0 (e^{iut} - 1 - iut) dM(u) + \int_0^{\infty} (e^{iut} - 1 - iut) dN(u) \right\}$$

а для случая с бесконечной дисперсией – П.Леви:

$$\log f_{\lambda}(t) = \lambda \left\{ i\gamma t - \frac{\sigma^2}{2} t^2 + \int_{-\infty}^0 (e^{iut} - 1 - \frac{iut}{1+u^2}) dM(u) + \int_0^{\infty} (e^{iut} - 1 - \frac{iut}{1+u^2}) dN(u) \right\}.$$

Прокомментируем. Упорядочив наблюдения над случайными величинами и придя к (48), можно сказать, что скачки малых размеров могут происходить очень часто, и полная «плотность скачков» может быть бесконечной. При нормировке на отрезке $[0,1]$ приходим к гауссову распределению (на этом утверждении основывалась, в частности, советская система планирования и распределения, нормирования и лимитирования).

Пуассоновский тип возникает в случае, когда ζ_{λ} в качестве функции λ с вероятностью единица является неубывающей ступенчатой функцией, принимающей только кратные шагу h значения (как, например, в шкале трансформаторов 100, 160, 250, ... кВА). Так как большие по абсолютным размерам скачки происходят с бесконечной плотностью не могут, оказалось возможным ввести две функции $M(u)$ и $N(u)$, имеющие смысл: на промежутке $(\lambda, \lambda + d\lambda)$ скачки $h < u < 0$ происходят с вероятностью $M(u)d\lambda$, а скачок $h > u > 0$ – с вероятностью $N(u)d\lambda$. При $u=0$ обе эти функции могут обращаться в бесконечность.



Обобщим. Ранжирование фактических данных по любому из параметров есть фотография реальной жизни. Наглядно её можно представить гиперболическим Н-распределением. Но в таком случае практика принятия решений не может опираться на среднее (математическое ожидание), не имеющее смысла из-за возможной ошибки на 100% и более. Однако реальное управление пока, в том числе и на государственном уровне, такую ошибку и отсутствие среднего не приемлет:

стремятся, опираясь на информационный отбор вариантов, организовать процесс так, чтобы решение принималось с уверенностью в малой ошибке (для человека, особенно для лица, принимающего решения, желательна возможность жестких и однозначных ответов первой научной картины мира. Но такая возможность имеет ограниченную область применения. В условиях вероятностного мира управленец сводит проблему к Гауссу, надеясь на приемлемую ошибку при пользовании математическим ожиданием).

Совместив кривую Н-распределения и плотность нормального распределения, получим геометрическое представление реальности, включающей все возможные нарушения и отклонения (хаос) и результат осмысленного воздействия. Их надо разделить, получив какую-то K -разность (о которой я писал неоднократно [6,9,21,22,72,104,105]) между медианой, характеризующей нормальное распределение, и средним для геометрического представления в целом (математическое решение предложено Кудряшевым С.А. и Двойрисом Н.Н.). Графическое представление результатов исследований, отражаемых выражениями (34)-(48), представлено на рис.5, полученном как результат извлечения из работ [82,106] Золотарёва (следует упомянуть и Петрова В.В. [107]).

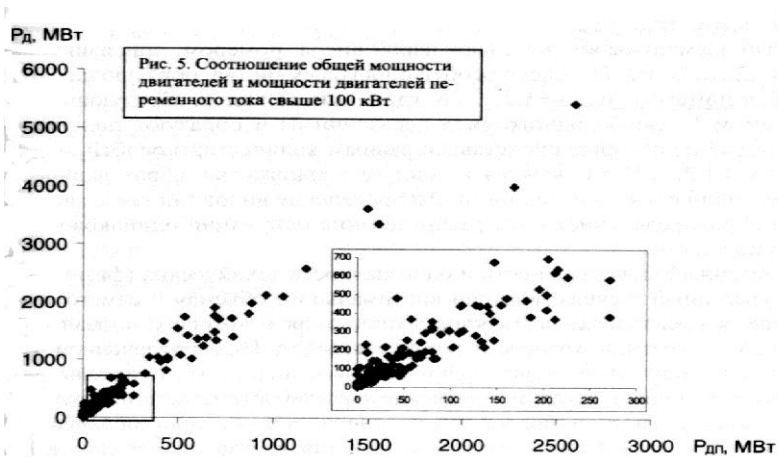
Перейдём к моему видению проблемы, производя сравнение Н-подхода с формулировками первого и второго законов Ципфа, лишь напоминая о приоритете Парето, Лотки, Леви, Хинчина, Вильямса и об основополагающих (для меня) работах Шрейдера, Яблонского, Орлова, Чайковского, Хайтуна, Колмогорова, Гнеденко.

Исследование ценозов как целостности сводят к их системному описанию иерархической системой показателей (что обязательно для идентификации ценоза [2,8,13,21], однако мною эта процедура здесь не рассматривается) и к структурному ценологическому описанию. Ценологические представления есть новая ступень познания, гносеологически опирающаяся на третью научную картину мира.

Необходимость формализованного описания ценоза есть первое отличие моего подхода. Это должно быть сделано до идентификации элементов-особей и до отнесения каждой особи к конкретному виду (в соответствии с видовой классификацией).

Говоря о показателях (вне зависимости от их вербального или формализованного представления), следует иметь в виду мною сформулированное:

1) ценоз не может быть адекватно описан системой показателей, любая система не чёткая и не полная, увеличение количества показателей и повышение точности (достоверности) каждого не приближает или мало приближает к самому акту выделения ценоза; 2) два ценоза, описанных одной системой показателей, совпадающих в пределах принятой точности для данного класса измерений, могут различаться по существу (другими характеристиками, параметрами, представлениями) сколь угодно далеко (сильно); 3) ценологическое время – время феноменологическое; оно необратимо; ценоз, даже описываемый не изменившимися качественно и количественно показателями, через время Δt уже иной; но это время $t < \Delta t$ не измеряется малыми промежутками (для одного ценоза – секундами, для другого – годами), а сравнимо по порядку со временем жизни особей тех видов, что группируются вокруг поинтер-точки R (о ней – далее); 4) ценологическая фрактальность (рис.5) проявляется вложенностью ценозов такой, что она иерархически ограничена 5-7 уровнями (в отличие от бесконечности Мандельброта, представленной, например, кривой Коха); 5) ценологическое пространство неоднородно, нужномерно, в отличие от конечного евклидова.



Доказательность этих положений для различных технических ценозов может быть подтверждена диссертационными работами моих учеников, получивших практические результаты применения гиперболических H -моделей:

Фуфаев В.В. – электропотребление и электроремонт предприятий региона (докт.); *Гнатюк В.И.* – H -оптимизация вооружения и военной техники (докт.); *Бегметов А.А.* (Узбекистан) – структура электрооборудования и технологии цветной металлургии; *Яковчук Г.В.* – ферросплавное производство; *Алфёрова Т.В.* (Белоруссия) – временной период устойчивости прогноза; *Божков М.И.* – нормирование схемных решений для обеспечения оптимальной надёжности; *Ячкула Л.И.* (США) – иерархия уровней и показателей электроснабжения предприятий; *Лоскутов А.Б.* – концепция выбора оптимальных мощностей (докт.); *Барышников О.П.* – H -организация управления и обеспечения электроремонта Центроэлектрочермет; *Афанасьев Ю.В.* (Молдавия) – нормирование электропотребления; *Дуйсенова М.Б.* (Казахстан) – H -оценка потребности региона в комплектующих и обмоточном приводе; *Лагуткин О.Е.* – прогнозирование параметров многономенклатурных химических производств; *Фуфаева Л.Д.* – H -организация фасовки и хранения лекарственных средств; *Кистенёв В.К.* – расчётное ранжирование в условиях нестабильного производства; *Ошурков М.Г.* – параметризация отрасли при перспективном проектировании; *Морланг А.А.* (Германия) – многоцелевая оптимизация структуры сетей нефтяных промыслов; *Хакимов Т.Х.* (Узбекистан) – повышение эффективности электрохозяйства при производстве проката и электростали; *Буторин В.К.* – автоматизированная система «сталь-прокат»; *Кучинская О.А.* – определение динамических рядов H -распределения; *Иванов В.А.* – управление случайным максимумом нагрузки; *Распопов А.В.* – нахождение связей и зависимостей электроособей; *Исаев А.С.* – моделирование H -распределения простыми числами; *Зайцев Е.З.* – суммарный прогноз по H -ограничениям; *Хабиб Фатех* (Судан) – H -оценка месячного электропотребления предприятий; *Жилин Б.В.* – кластеризация H -распределения предприятий отрасли при определении электрических нагрузок (докт.); *Жичкин С.В.* – прогноз электропотребления дискретных производств; *Прокопчик В.В.* (Беларусь) – структурное решение проблемы прохождения кратковременных отключений промышленных предприятий (докт.).

Структурное описание в перечисленных работах основано на понятии эквивалентности: ценоз образован элементами-особями, каждые два из которых не отличимы (одного вида) или различимы (разных видов):

$$u_i \in s_j \equiv u_k \in s_j; i \neq k, s_j \neq s_m, \quad (49)$$

т.е. каждый элемент-особь помечают парой чисел: номером, присваиваемым особи $u_i=1,2,\dots,U$, где U - число особей одного семейства, образующих текст длиной T , и номером вида $s_j=1,2,\dots,S$, где S - число видов, образующих словарь объёмом V . Особи одного вида неразличимы и образуют популяцию. Виды, каждый из которых представлен равным количеством особей, образуют касты $k_k=1,2,\dots,K$, т.е. каждая из каст есть множество, образованное популяциями одинаковой численности. Распределение видов (видовое гиперболическое Н-распределение) - это распределение популяций одинаковой численности по кастам.

Воспитанный на каузальности и однозначности технических (физических) законов, уверенный в существовании «оптимального объёма» и самого «закона» Ципфа, я предполагал возможность отыскания некоторого «идеального» видового распределения, которое и полагал называть Н-распределением. Первые мои ученики, руководствуясь этой идеей, пытались отыскать идеальные Н-параметры, в том числе идеальное значение характеристического показателя α , идеальное значение ноевой (первой точки – начала гиперболы) и саранчëвой (её последней точки). Как-то игнорировалось множество технических и биологических наблюдений. Williams, упоминая тропики, писал о сравнительно малом видовом разнообразии москитов в тундре (при неуступающем количестве гнуса, мошки), о сезонном изменении соотношения вид-численность популяции в Англии. Да и сам я наблюдал сплошняк *Chamaenerium angustifolium* (L.) Scop. в тайге на месте пожарища, *Urtica dioica* (L.) – в уничтоженных деревьях, *Rheum palmatum* (L.) – ковёр на границе таяния вечного снега – лакомства медведя (конечно, ремень оказался другого вида: *Rheum compactum* (L.) или var. *altaicum* (Losinsk.). Другими словами, нет a priori параметров, которые можно назвать оптимальными (идеальными).

Пусть $i=1,2,3,\dots$ - возможная численность популяции; a_i - реализованная численность популяции (i - ряд, соответствующий натуральному ряду чисел, a_i - эмпирически встретившиеся значения). Видовое распределение может быть получено из текста T непосредственно (табл.2), если выбрать вначале все виды, встретившиеся по одному разу, т.е. популяции, состоящие из одной особи $a_i=1$; они образуют тем самым первую (ноеву) касту $k=1$, общее число видов s в которой $w_1=1$, эмпирическая численность особей в касте $a_1 w_1=1$. Затем все виды, представленные двумя особями: $k=2$, $a_2=2$, $w_2=4$, $a_2 w_2=8$, затем тремя $k=3$ (число строк в табл.2 равно числу каст K в данном случае – 9). Последовательность w_i называется эмпирическим видовым распределением (распределением видов). Будем упрощённо считать однозначными обозначения $\Omega(w_i)=\Omega(i)=\Omega(x)$:

$$\Omega(x) = \frac{W_0}{x^{1+\alpha}} \quad (50)$$

где $x \in [1, \infty)$ - непрерывный аналог мощности (численности) популяций i (i - всегда дискретная величина, $i=[x]$); $\alpha > 0$ - характеристический показатель; постоянная распределения - $\gamma=1+\alpha$; $W_0=AS$, $W_1=[W_0]$, где W_0 – теоретическое, не обязательно дискретное значение, и W_1 – фактическое (экспериментальное) значение первой точки; A - постоянная распределения, которую находят из условий нормировки.

Обозначим через N_0 самую мощную (саранчëвую) популяцию (касту), т.е. численность вида, представленного наибольшим количеством особей. Тогда

численность популяций в ценозе может иметь значения $i=1,2,\dots,N_0$, фактически принимая лишь значения a . Запишем на основе табл.2 очевидные соотношения для объёма словаря

$$V = |S| = \sum_{k=1}^K w_i = \sum_{i=1}^{N_0} w_i \tag{51}$$

длины текста

$$T = |U| = \sum u_i = N_0 = \sum_{i=1}^{N_0} i w_i \tag{52}$$

и относительной частоты появления касты, определяемой эмпирически $\omega_i = w_i/V$ и описываемой непрерывной кривой

$$\omega_i = A/x^\alpha, \tag{53}$$

где $1 > A > 0$, $\alpha > 0$ - константы, соответствующие (1),(6),(15),(32).

Заметим, что $\omega_i = w_i/\sum w_i = w_i/S = A/x^\alpha$ и $\omega_i = \Omega(x) = \Omega(w_i)$. Тогда

$$\Omega(x) = \frac{AS}{x^\alpha S} = \frac{W_0}{x^{1+\alpha}} \tag{54}$$

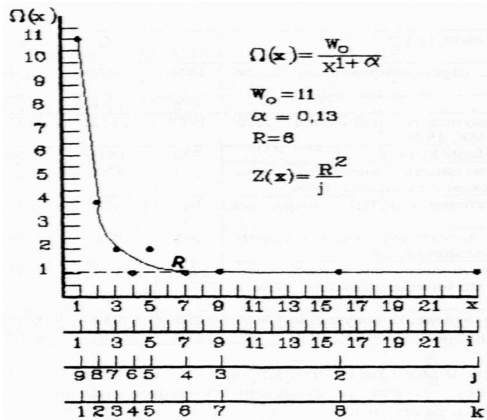


Рис. 6,а. Модель видового Н-распределения

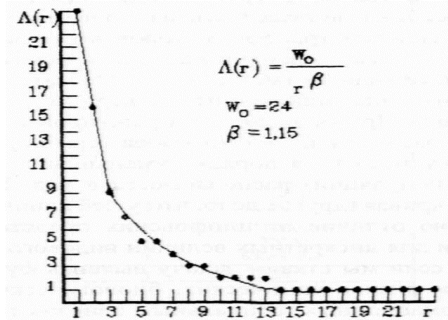


Рис. 6,б. Модель рангового Н-распределения

Видовые распределения отличаются характером изменения w_i . Устойчивую зависимость показывают $\Omega(x)$ - рис.6,а, $S(u)$ – рис.7, а (характер кривой объясняет уменьшение A в выражениях (50) и (53) и увеличение повторяемости $d=U/S$), $W_1(S)$ – рис. 7,б - ноева каста (при увеличении выборки эта величина медленно уменьшается, как того требует теорема Гнеденко-Дэблина). Всё вместе - рис. 6 и 7, выражения (50) и (53), наша статистика – позволяет сформулировать второе отличие от законов Ципфа: частотным представлением пользоваться не следует. Преобразование (54) показывает утрату информации при переходе от (50) к (53). Теоретически это означает утрату представлений о «размере» ценоза: исчезают сведения о суммарном U – количестве особей (длине текста $T=\sum u_i$) и объёме словаря (количестве видов в выборке $V=\sum s_i$).

Подтвердим второе положение, обратившись к табл. 3 (напомним, что таких «строчек» в моём распоряжении свыше 1000, это 2,5 млн единиц-особей), в которой не приведены значения первой точки, лежащие в интервале 0,7-0,9 и ниже $\omega_1=0,17$. Сравнение близких частот – вероятности ω_1 (для практических целей – равных) одного завода, но с разницей в 25 лет (пп. 1 и 2), или разных отраслей (пп. 4 и 5) не сопоставимы по абсолютным U и S . Равные по количеству особей (пп. 2 и 10) совершенно не сопоставимы по ω_1 и повторяемости d . Общая тенденция – снижение численности первой касты с увеличением объёма выборки прослеживается (ср. 4,5,3), но возможно и обратное (пп.8 и 9).

Таблица 3

№ пп	Наименование объекта, год	S	U	Ω_1	D
1	Электродвигатели, отремонтированные Записбом, 1977	1466	3469	0,366	2,7
2	То же, 2001	376	1700	0,348	4,5
3	Генеральная совокупность двигателей, установленных на КарМК, 1979	1968	24721	0,182	12,6
4	В доменном цехе ЧерМК, 1978	333	1616	0,329	4,8
5	Генеральная совокупность двигателей, установленных на Борском стекольном, 1986	574	3266	0,296	5,7
6	Установлено двигателей в ЭСПЦ-1, «Красный Октябрь», 1983	141	420	0,335	3,0
7	Отремонтировано двигателей цехом машиностроительного объединения, 1996	163	696	0,399	4,3
8	Генеральная совокупность двигателей, установленных на Заводе минеральных вод, Железноводск, 1973	36	115	0,458	3,2
9	То же, на Бетонном заводе, Новокузнецк, 1966	255	933	0,534	3,6
10	Все печные трансформаторы СССР, 1979	110	1702	0,172	15,5

Следовательно, ошибочно предположение о существовании определяемых параметров закона видового распределения $\Omega(x)$, которые задают некоторую величину, определяемую S, U , и можно считать, что при заданных S, U ряд единственный или оптимальный по «объёму Ципфа». Физика ценозов показывает, что из одного объёма словаря можно получить множество значений U (множество текстов): для известного числа установленных видов машин количество штук-особей может быть различно.

Предпочтение, отданное мною видовому распределению (50), объясняется неочевидностью того, что ноева каста (группа видов, каждый из которых представлен

строго одной особью) должна быть наиболее многочисленной (что нарушается, кстати, для силовых трансформаторов, которые директивно ставили парами). Здесь мы не делаем насилия над фактическими данными, выделяя уникальные единичные виды (в табл. 2 их $w_1=11$), затем – встреченные дважды и т.д. Нет никаких оснований до опыта утверждать, что при этом должна образоваться гипербола. Другое дело – при ранжировании, когда мы ранговое распределение получаем из видового (отсюда термин *ранговидовое* распределение), а виды принудительно в порядке уменьшения численности каждого вида (численности популяций) располагаются в ряд. Естественно, здесь получается спадающая кривая (другое дело, что у неё длинный хвост).

Третье выделяемое мною отличие от цифровских представлений – в приоритетной естественности для дискретных величин видового распределения перед ранговидовым. И если мы ставим задачу выявить фундаментальные причины подчинённости физико-химических, биологических, технических (технетических), информационных, социальных ценозов гиперболическими Н-ограничениям, то должны связать идеи глобального эволюционизма с негауссовой статистикой, с видением мира, где отсутствует математическое ожидание (среднее), а дисперсия бесконечна (сколь угодно большая ошибка при определении в точке).

Приведём (табл.4) ранговое распределение $\Lambda(r)$ – рис. 6, б, соответствующее видовому (табл.2): u_r - количество особей вида s_r (численность популяции s_r вида), соответствующее рангу r в общем числе особей U (длина текста $T=|U|$). Ранг вида $s=1,2,\dots,s_r,\dots,S$ - это его порядковый номер (номер строки). Последний номер S определяет объём словаря V , можно записать $V=|S|$. Если исключить 3-й столбец, то функция $u_r=A(r)$ записывается в виде:

$$\Lambda(r)=B/r^\beta; \omega(r)=u_r/U; U=\sum_{r=1}^S u_r, \quad (55)$$

где $1>B>0$, $\beta>0$ - константы рангового распределения, которые позднее стали называть ранговидовым гиперболическим Н-распределением, чтобы отличить от рангового Н-распределения по параметру (нагрузке, расходу энергии, трудозатратам и др.), где в порядке убывания параметра располагают цехи, заводы, отрасли, города:

$$\psi=D/r^\alpha \text{ или в обычно применяемой записи } W(r)=W_1/r^\beta. \quad (56)$$

В табл.5 проведено сравнение видового и ранговидового распределений. Если $i=1,2,\dots$ и $r=1,2,\dots$ (следовательно $A(r)$ соответствуют обязательно порядку чисел натурального ряда, то эмпирическое наблюдение прерывисто ($a_5=2$; $a_6=0$; $a_7=1$; $a_8=0$). «Выбрасывая» нули и нумеруя по порядку, я выделяю касты – наличествующие популяции. Заметим, что ранговое распределение «свёртывается» в видовое, образуя значительно более короткую запись (см. рис. 1 и пример для 1023!).

Выражение (50) применимо при исследовании ценозов, образованных дискретными величинами (56) - для непрерывных величин, например, удельных $A_{уд}$ и общих расходов ресурсов по цехам предприятия, регионам, стране; распределения предприятий отрасли по лидинговому или иному определяющему виду технологической продукции, всех отраслей промышленности страны по общему показателю (объёму реализации, штатам); распределения предприятий отрасли по максимуму нагрузки, электроёмкости, затрат на ремонт; по показателям качества электроэнергии на 2УР-6УР. Моё исследование ранговых и видовых распределений позволило сделать вывод, что для всех ценозов существуют видовое, ранговидовое и ранговое по параметру Н-распределения.

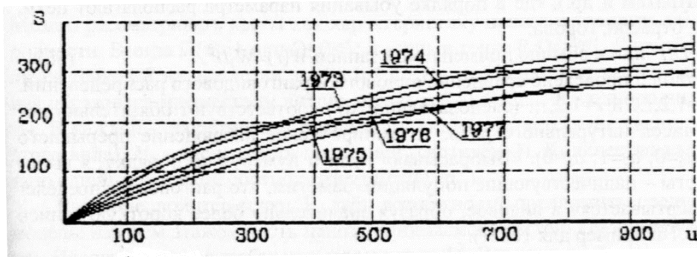


Рис. 7а. Изменение количества видов S при увеличении числа особей u .

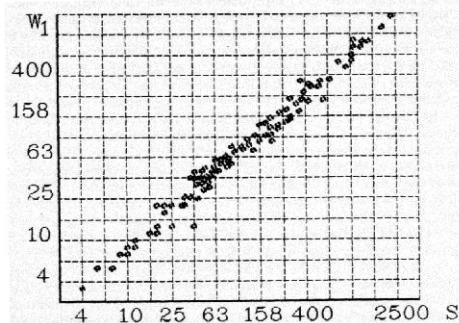


Рис. 7б. Изменение новой касты (W_1) при изменении числа видов (S)

Подведём итоги. Промежуточная форма (53), собственно и связываемая с Ципфом, несмотря на соответствие её эмпирическим данным и математическому аппарату устойчивых распределений, вызывает трудности применения: 1) параметры A, α зависимы и не обнаруживают сходимости при увеличении выборки, причём, для α существуют ограничения (40), (45), постоянная A снижается, но не линейно; 2) отсутствие математического ожидания и бесконечность дисперсии не дают возможности сравнить два ценоза. Из рис.7,а, где представлена зависимость $S(u)$ и каждой точке соответствует один ценоз, очевидна общая закономерность: словарь пополняется медленнее, чем растёт текст (появление каждого нового вида всё менее вероятно). Следовательно, увеличение объёма выборки из одной генеральной совокупности не приближает к некоторой "стандартной", «идеальной» кривой Н-распределения. Относительная частота ω , оперируя рядом, каждый член которого делится на S , теряет часть информации и делает применение (53) непригодным для практики. Выражение (50) лишено этого недостатка. Ранговая запись $\Lambda(r)$, а особенно $\omega(r)$ в выражении (55) – это прямой аналог закона Ципфа (это же относится к (56)), если речь идёт о частотах. Нами $\Lambda(r)$ используется только при подстановке абсолютных значений.

Рассмотрим рис. 6,а, где приведены дискретные значения $\Omega(w_i)$ видового распределения табл.5, объединяющей табл. 2 и 4, и их непрерывный аналог $\Omega(x)$. Обозначения осей соответствуют табл.5. Ряд w_i хорошо аппроксимируется (50) на отрезке $[1, R_1]$, где $i=1, 2, \dots$, R_1 – целочисленные значения x , $i=[x]$, $R_1=[R]$. Рисунок позволяет ввести важное понятие: особую точку, точку перегиба, поинтер-точку R , которая получила «права гражданства» при обсуждении с С.В.Мейеном результатов ценологических исследований техноценозов. Можно рассматривать касты как

характеристику ценоза и говорить об однородности. Всегда $\Omega(x) > 1$ или $\Omega(x) < 1$; и лишь в точке R $\Omega(x) \equiv 1$. Гипербола делится точкой R на две ветви: слева $i=1,2,\dots,R$ - неоднородные касты, где каждая образована множеством видов; справа $i=R+1,R+2,\dots$, K - однородные касты. В каждой - теоретически ровно один вид (i соответствует числу особей этого вида), N_0 - численность последней (саранчовой). Количество каст связано с поинтер-точкой соотношением $K=R(1+\alpha^{-1})$.

Введение поинтер-точки R даёт возможность предложить следующую модель: назовём этажом часть ценоза, занимаемого кастой. Пронумеруем этажи. Площадь этажа с любым номером равна R^2 . Число этажей в системе равняется $2R$. Объём системы $V=2R^3$. Система распределяет объём равномерно по всем этажам. Каждая каста заселяет один этаж. Характеристика рассеяния объёма системы по этажам при этом максимальна. По существу, предположение, что виды, группирующиеся вокруг $i=R$, есть виды-определители, наилучшим образом характеризующие данный ценоз, есть гипотеза, подтверждённая ещё на недостаточном количестве статистики. Но наличие точки, имеющей особый характер, математически несомненно. Слева от поинтер-точки $i < R$ находятся касты (в общем случае – неоднородные), которые образованы многими видами, справа – однородные, образованные многими особями.

Если взять $\int x dx$ от бесконечности и уменьшать x , то в какой-то точке $x=\alpha_i$, обозначенной $j=1$, интеграл станет равным единице: появился вид. Целочисленное значение $[x]$ будет означать количество особей в образовавшейся касте. Аналогично образуются другие однородные касты в интервале $j=1,2,\dots,R_2$. $R_2=[R/\alpha]$, где j – номер однородной касты. Для обработки эмпирических распределений и вычисления W_0, α в выражении (50) использовали метод наименьших квадратов и метод минимального различия между расчётными $U, S, K=R_1+R_2$ и наблюдаемыми значениями этих величин.

Достаточно полно гиперболическое Н-распределение описывается обобщающими показателями $V=|S|$, $T=|U|$, K , W_1 , N_0 , что позволяет сформулировать четвёртое отличие от частотных законов Ципфа: сравнение ценозов более информативно (продуктивно) по обобщающим показателям, чем по характеристическим α (или β) и первой точке (или W_1).

Для частотной формы параметры A, α могут совпадать, но, если S, U, W_1, N_0 (абсолютные значения) различаются значительно, значит и структура этих ценозов различна. Построчное деление на $V=\sum w_i$ для видового (см. ω_i , табл.2) или на $T=\sum u_i$ для рангового (см. ω_i табл.3) уничтожает характеристику- "размер" ценоза, отражённую в оценках Шеннона, Симпсона, Маргалефа, Менхиника [9,86].

Рассматривая повторяемость $d=U/S$ с точки зрения теории и практики, встречаемся с противоположными позициями: с общесистемных - устойчивость и эффективность ценоза тем выше, чем большим разнообразием элементов она характеризуется; с точки зрения унификации, например электроремонта, необходимо резко поднять d , составляющую сейчас по чёрной металлургии 4,6 (для выборки из 100 тыс. отремонтированных электродвигателей); а ноёву касту уменьшить (сейчас она $\omega_1=0,5$). Но для творчества критерии иные. В нём чем меньше унификации, ординарности, чем больше разнообразия, тем лучше. Александр Сергеевич, и не подозревающий, что он реализует оптимальный ципфовский объём: для 20732 слов «Евгения Онегина» (статобработка моя), использовал словарь объёмом 4596 слов. В то время как Гипромез и я, как его работник, установили 24721 электродвигатель (текст) лишь 1968 видов (объём словаря). Не гениально, конечно.

Введение понятия поинтер-точки для видового Н-распределения (для рангового по параметру это сделал Фуфаев В.В.) позволяет сформулировать пятое существенное отличие: структура ценозов не описывается единой гиперболой; самоорганизуется

точка перегиба R такая, что гипербола дискретно-непрерывно существует до этой точки, вырождаясь в ней $\Omega(R) \equiv 1$ в прямую так, что далее все виды единичны W_R, \dots, W_K , где W_R – значение численности популяции в пойнтер-точке; W_K – численность наибольшей популяции (саранчѳый вид: $W_K = N_0$). Существует теоретический запрет на возможность совпадения после R численности популяций двух видов. Пятое отличие кратко: структура ценозов описывается числом каст K и пойнтер-точкой R .

Наличие области, тяготеющей к R , пояснялась мною С.В.Мейену на примере таѳжного распадка, где сравнение фитоценоза по часто встречающимся видам деревьев и травянистых растений не может быть проведено (они есть и на северной, и на южной стороне распадка). Нельзя сравнить и по уникальным видам (они не пересекаются). Конструктивность идеи была подтверждена А.Л.Вебером на заводском множестве станков механической обработки для выбора типичных представителей при исследовании электропотребления; Е.Б.Соловьѳовой (Кудриной) при обработке булгаковского «Мастера и Маргариты» как неформализуемой модели видового распределения (к пойнтер-точке $R=34$ примыкают: Левий Матвей – 24; Гелла – 28; Н.И.Босой – 29; Варенуха – 34; Римский – 41; Стѳпа Лиходеев – 42; Га-Ноцири – 50. Именно эти персонажи и отражают булгаковскую специфику [9] и отличие от «Фауста» Гѳте).

Здесь мой результат пересекается с использованием закона Ципфа для извлечения из текста слов, отражающих смысл (ключевых слов). Но теоретическое обоснование различно: у меня не средняя часть гиперболы (как у Ципфа), а точка перегиба, сдвинутая, кстати, относительно «середины».

Итак, разовѳем модель, основываясь на свойствах пойнтер-точки R [108]. Видовое N -распределение хорошо аппроксимируется (50) на отрезке $[1, R_1]$, где $R_1 = [R]$ – целая часть числа R . Касты с мощностью популяции $i < R$ назовѳем неоднородными, в этих кастах популяций больше чем одна. Касты $i > R$ назовѳем однородными: такие касты представлены одним видом, одной популяцией. В эмпирических распределениях для $i > R$ $w(i) = 1$ или $w(i) = 0$, а зависимость (50) $\Omega(i > R) < 1$. Для определения численности однородных каст воспользуемся неравенством

$$0,5\Omega(N(j)) < \sum_{i=N(j)}^{\infty} \Omega(i) - \int_{Z(j)}^{\infty} \Omega(x) dx < 1,5\Omega(N(j)),$$

справедливым при $N(j) = [Z(j)]$, где

$$\int_{Z(j)}^{\infty} \Omega(x) dx = W_0 / \alpha Z(j)^\alpha = j, \quad (57)$$

а $j = \overline{1, R_2}$ – целые числа, $R_2 = [R/\alpha]$ – целая часть числа

$$\int_R^{\infty} \Omega(x) dx = W_0 / \alpha R^\alpha = R/\alpha$$

Назовѳем j – номером однородной касты, по аналогии $i < R$ – номером неоднородной касты. Значение $N(j)$ определяет численность однородной касты из

$$Z(j) = \sqrt[\alpha]{\frac{W_0}{\alpha j}} \quad (58)$$

Таким образом, на отрезке $x \in [1, R]$ эмпирические распределения можно описывать через

$$W(i)=[\Omega(i)], \quad (59)$$

а на полуинтервале $x \in [1, \infty)$ через

$$N(j)=[Z(j)]. \quad (60)$$

Расчётное число элементов множества (особей ценоза)

$$\sum_{i=1}^{R_1} iw(i) + \sum_{j=1}^{R_2} N(j) = \sum_{i=1}^{N(i)} iw(i), \quad (61)$$

число популяций ценоза

$$S = \sum_{i=1}^{R_1} w(i) + R_2 = \sum_{i=1}^{N(i)} w(i) \quad (62)$$

Число каст ценоза

$$K=R_1+R_2. \quad (63)$$

Используя принятые обозначения, выполним анализ. Н-распределение хорошо аппроксимирует ряд $w(i)$ для $i < R$. В реальных распределениях [23] часто отсутствуют самые многочисленнные популяции (первые $j=1, c$ усечены). Мандельброт учёл это обстоятельство и ввёл третью константу, которая в нашей интерпретации означает первые c усечённых однородных каст (неразвитость саранчи). Это даёт возможность использовать два алгоритма: 1) метод наименьших квадратов в целочисленных точках $i = \overline{1, N_0}$:

$$\min_{\alpha} \left(\sum_{i=1}^{N_0} (w(i) - \Omega(i))^2 \right) \quad (64)$$

2) совпадение тройки расчётных и эмпирических обобщающих характеристик $W(1), S, U$ или $W(1), S, K$. Оба метода показали близкие результаты: показатель степени изменялся в пределах $\alpha=0,2-2,2$, наблюдалось завышенное отношение эмпирического значения N_0 к расчётному (медиана интегрального распределения этого отношения 1,5).

Встретившись со значительным разбросом параметров (50), (54), (56) и основываясь на убеждённости, что на основе R можно получить строгое и однозначное описание Н-распределения, Якимов А.Е. предположил, что объём, занимаемый отдельным элементом-особью, определён переменной R : для однородных каст он равен целочисленному значению $j \in [1, R]$, для неоднородных он равен $v(i)$, где $i \in [1, R]$ и $i \leq v(i) \leq R$. Тогда положим

$$v(i) = R^{1-\alpha} i^{\alpha} \quad (65)$$

Будем считать, что распределение объёма системы по этажам определяется энтропией

$$H = - \sum_{g=1}^R V_g / V \ln V_g / V, \quad (66)$$

где $g \in [1, R]$ - номер этажа, V_g - его объём, V - объём всего пространства. Энтропия максимальна при равенстве объёмов этажей $H = \ln R/R$.

При $v(i)=i$ объём, занимаемый элементом неоднородной касты, соответствует объёму, занимаемому элементом однородной касты по правилу $j \in [1, R]$. Разность $v(i)-i$ отражает видовую составляющую объёма; $v(i)$ - величина непрерывная, элементы внутри популяции неразличимы.

Из соотношения

$$\Omega(x) = R^2/x \nu(x) \quad (67)$$

и (65) получается (50), хорошо подтверждаемое эмпирическими распределениями для $x \in [1, R]$. Худшие результаты показывает, например, полином первой степени

$$\nu(x) = R(r-1)/(R-1) + (R-r)/(R-1)x, \quad (68)$$

где $r = \nu(1) = R^{1-\alpha}$, откуда

$$\Omega(x) = \left(\frac{r-1}{R-1} x/R + \frac{R-r}{R-1} (x/R)^2 \right)^{-1} \quad (69)$$

Постулируется $2R$ значений объёмов, занимаемых элементами. Неоднородные касты $\nu(i)$ $i \in [1, R]$ определяют по (50); однородные касты $j \in [1, R]$ определяют по (60) и выражению

$$Z(x) = R^2/x. \quad (70)$$

Реализуется же в системе R значений по числу этажей в системе. Поэтому говоря о $2R$, можно говорить лишь об огибающей кривой Н-распределения.

Если рассматривать аргумент $x \in [1, R]$ как обобщённый, то при движении от точки r происходит его инверсия в точке R . Аргумент для неоднородных каст становится функцией для однородных; для неоднородных каст x – численность популяции, для однородных каст x – объём элемента. Аргумент x проецируется на численность неоднородной касты через j , на объём этажа – через номер этажа g . Параметры распределения R, α и объём элемента неоднородной касты $\nu(i)$ остаются непрерывными.

С иных позиций к использованию пойнтер-точки подошёл В.В.Фуфаев (рис.8), ставя практическую задачу повысить эффективность эксплуатации и ремонта, увеличив унификацию. Обратившись к (50), легко показать, что с изменением параметра α и уменьшением величины носовой касты с W_{01} до W_{02} образуется некоторая общность – виртуальная каста N_v . Она численно равна тому числу особей ΔU , которые можно заменить на особи видов, расположенные за R [109]. При заданной величине единичной трудоёмкости и трудоёмкости такого же элемента (особи-вида) из партии (из потока) рассчитывают экономическую эффективность \mathcal{E}_v , теоретическое значение которой может достичь 30%.

Все рассматриваемые модели – модели статические. Фуфаев обобщил статику Н-распределений (в том числе и наблюдения типа: поступило в ремонт двигателей вида 4,5 АО по заводу – в 1970 г. 71 шт.; 1971 – 54; 1972 – 82; 1973 – 57; 1974 – 65 шт. [20]), представив её графически (рис.9). Наиболее существенное из сделанного им – теоретическое рассмотрение структурно-топологической динамики Н-распределения [12], позволяющей следить за поведением каждого вида во времени и оценить видовую надёжность по относительному движению точки кривой Н-распределения [12,110].

Управление структурой предполагает возможность сравнения двух ценозов, включая сравнение ценозов различной природы. Здесь вновь передо мной встал вопрос об идеальной кривой законов Парето, Лотки, Бредфорда, Ципфа, Мандельброта; о построениях Арапова, Шрейдера, Крылова, Орлова, Чайковского, Хайтуна. Необходимость в эталонном распределении привела меня в 1973 г. к модели простых чисел, когда я предложил до сих пор не востребованную пирамиду разнообразия и, не учтя партийность и цензуру, опрометчиво написал, что основа миропорядка – числа (сославшись, впрочем, на Платона).

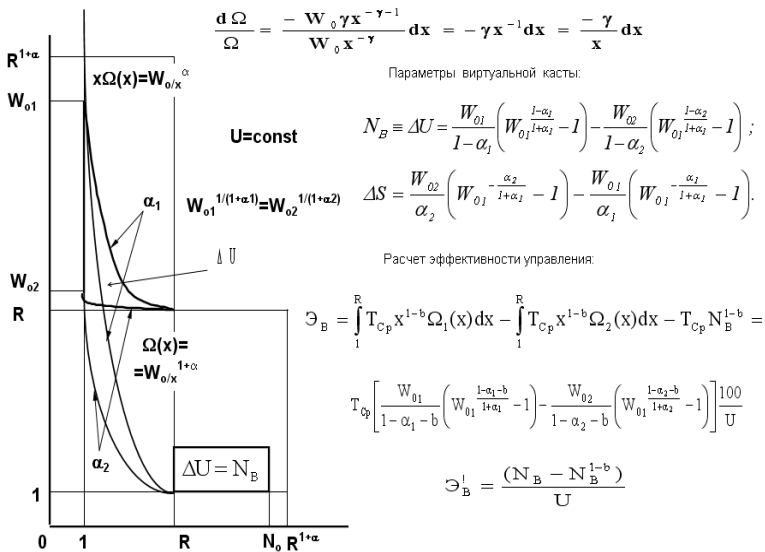


Рис. Модель управления видовой структурой Н-распределения.

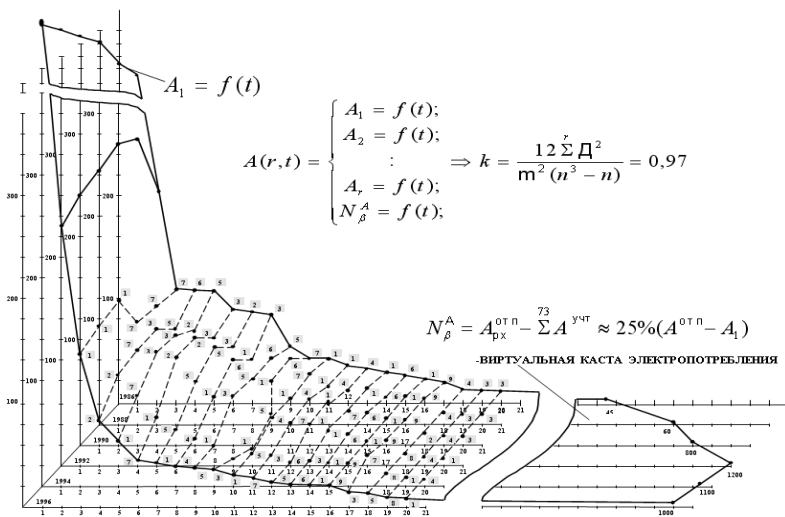


Рис. Структурно-топологическая динамика рангового распределения электропотребления

Примем в качестве канонического дискретное распределение простых сомножителей в факториале некоторого числа N . Назовём абстрактно любое простое число q_r , где r -номер простого числа натурального ряда чисел, видомерно воспринимаемое, из ряда: 2,3,5,7,...,137,139,149,151,...,509,521,523,541,...($2^{756839}-1$)..., а особью - появление этого простого числа как сомножителя (единица исключается) в любом из чисел натурального ряда. Тогда каждое натуральное число $N_i > 1$ представимо следующим образом:

$$N_i = q_1^{m_1}, q_2^{m_2}, \dots, q_r^{m_r}, \quad m_j \geq 0, \quad (j = 0, 1, 2, \dots, m) \quad (71)$$

где m - степень (встречаемость) простого числа, r - ранг простого числа. Например, $N_{20}=20$ состоит из сомножителей $N_{20}=q_1^2 q_2^0 q_3^1 = 2 \cdot 2 \cdot 5$, где вид q_1 - двойка встретился как особь два раза, вид $q_3=5$ - один раз (q_2 -тройка), а в целом для факториала, например, $N_i=101!$ двойка (саранчёвый вид) $q_1=1$ встретила (как особь) $m_1=97$ раз, тройка - 48 раз ($q_2=3, m_2=48$) и т.д., 11 простых чисел встретилось 1 раз (ноева каста). Последний номер r (для $N_i=101!$ $r=26$) определяет число видов в системе S . Сумма чисел $97+48+24+\dots+1+1+1$ (сумма особей всех видов) определяет число особей ценоза. Оценка численности первой касты производится с использованием теоремы о простых числах $W_i=N/2\ln N$ (с простыми числами много работал Эйлер, который близко подошёл к моей модели, но не описал её). Остальные числа ряда также получаются аналитически, но проще и точнее (из-за дискретности величин) получать их прямым счётом. Мною предлагались ещё две модели [9], отличающиеся от (71), но они дали худшие результаты. Ранговое представление сомножителей простых чисел как модель ценозов можно применять в абсолютных числах как ряд (71), аналогичный, например $N_i=101!$, если известно значение S (или U), или как относительную частоту (см. рис.1, где приведены видовое, ранговидовое и ранговое по параметру распределения для факториала 101! и табл.6 и 7 – видовое и ранговидовое для факториала 1023!).

Нумерация каст в видовом распределении имеет физический смысл: номер означает численность особей каждого из видов, т.е. классификация, в данном случае, естественная. Ошибки для редких видов (экспериментальные) перемещают вид из касты в соседнюю (также малочисленную), ошибки в определении числа особей для многочисленных видов, как правило, даже не меняют номера касты (при их сплошной нумерации). Это даёт однозначное распределение каст, канонизированное в виде ряда простых чисел, т.е. при заданном S все остальные параметры получаются по (71) однозначно (например, N_0 – число двоек есть численность саранчёвой касты $K=32$; при ранговом распределении - численность первого ранга).

Модель простых чисел даёт шестое отличие: для заданного количества видов существует единственный ряд, однозначно определяющий гиперболическое Н-распределение и его параметры. Может быть предложена теорема, подобная теореме Вейерштраса.

При разложении каждого числа N_i натурального ряда на простые сомножители существует алгоритм преобразования факториала N_s , где S – номер наибольшего простого числа в факториале такой, что начиная с некоторого произвольного числа исключением некоторых видов можно получить ряд, идентичный гиперболическим Н-рядам с поправкой, связанной с изменением числа сомножителей, равных их числу между N_{s-1} и N_{s+1} .

Модели простых чисел позволяют сформулировать седьмое отличие, замеченное впервые мною (на что обратил внимание Ю.В.Чайковский, придав этому большое значение): на видовой кривой Н-распределения, до точки R непрерывной, имеются

7. Видовое Н-
распределение простых
сомножителей 1023!

6. Ранговое N-представление простых сомножителей 1023!

i	m	p_i	i	m	p_i	i	m	p_i	i	m	p_i
1	1013	2	44	5	193	87	2	449	130	1	733
2	508	3	45	5	197	88	2	457	131	1	739
3	253	5	46	5	199	89	2	461	132	1	743
4	168	7	47	4	211	90	2	463	133	1	751
5	101	11	48	4	223	91	2	467	134	1	757
6	84	13	49	4	227	92	2	479	135	1	761
7	63	17	50	4	229	93	2	487	136	1	769
8	55	19	51	4	233	94	2	491	137	1	773
9	45	23	52	4	239	95	2	499	138	1	787
10	36	29	53	4	241	96	2	503	139	1	797
11	34	31	54	4	251	97	2	509	140	1	809
12	27	37	55	3	257	98	1	521	141	1	811
13	24	41	56	3	263	99	1	523	142	1	821
14	23	43	57	3	269	100	1	541	143	1	823
15	21	47	58	3	271	101	1	547	144	1	827
16	19	53	59	3	277	102	1	557	145	1	829
17	17	59	60	3	281	103	1	563	146	1	839
18	16	61	61	3	283	104	1	569	147	1	853
19	15	67	62	3	293	105	1	571	148	1	857
20	14	71	63	3	307	106	1	577	149	1	859
21	14	73	64	3	311	107	1	587	150	1	863
22	12	79	65	3	313	108	1	593	151	1	877
23	12	83	66	3	317	109	1	599	152	1	881
24	11	89	67	3	331	110	1	601	153	1	883
25	10	97	68	3	337	111	1	607	154	1	887
26	10	101	69	2	347	112	1	613	155	1	907
27	9	103	70	2	349	113	1	617	156	1	911
28	9	107	71	2	353	114	1	619	157	1	919
29	9	109	72	2	359	115	1	631	158	1	929
30	9	113	73	2	367	116	1	641	159	1	937
31	8	127	74	2	373	117	1	643	160	1	941
32	7	131	75	2	379	118	1	647	161	1	947
33	7	137	76	2	383	119	1	653	162	1	953
34	7	139	77	2	389	120	1	659	163	1	967
35	6	149	78	2	397	121	1	661	164	1	971
36	6	151	79	2	401	122	1	673	165	1	977
37	6	157	80	2	409	123	1	677	166	1	983
38	6	163	81	2	419	124	1	683	167	1	991
39	6	167	82	2	421	125	1	691	168	1	997
40	5	173	83	2	431	126	1	701	169	1	1009
41	5	179	84	2	433	127	1	709	170	1	1013
42	5	181	85	2	439	128	1	719	171	1	1019
43	5	191	86	2	443	129	1	727	172	1	1021

K	i	$W(i)$	$iW(i)$
1	1	75	75
2	2	29	58
3	3	14	42
4	4	8	32
5	5	7	35
6	6	5	30
7	7	3	21
8	8	1	8
9	9	4	36
10	10	2	20
11	11	1	11
12	12	2	24
13	14	2	28
14	15	1	15
15	16	1	16
16	17	1	17
17	19	1	19
18	21	1	21
19	23	1	23
20	24	1	24
21	27	1	27
22	34	1	34
23	36	1	36
24	45	1	45
25	55	1	55
26	63	1	63
27	84	1	84
28	101	1	101
29	168	1	168
30	253	1	253
31	508	1	508
32	1013	1	1013
32	2614	172	2942

Для табл.6:

i – ранг вида, начиная с
наибольшей популяции; m –
численность вида; p_i –
наименование вида (простого
числа)

Для табл.7:

K – номер касты (группы); i –
численность особей каждого из
 $W(i)$ видов; $W(i)$ – количество
видов в касте; $iW(i)$ – число
особей в касте.

всплески и провалы, которые обязательны (по терминологии [28]: «наличие горба или несколько горбов посреди склона»); на ранговой - расстояние между саранчѣвыми видами неравномерно, а численности популяций растут нелинейно (ср. постоянство $\Delta=2$ для каст 5,6,7,8; всплеск $K=9$ табл.7 видového распределения и всплеск W_i для $k=9,13,21$ реального годового распределения Записиба, табл.8, см. также табл. 1).

Оба отличия требуют пояснения принципиальной разницы подхода Циффа-Мандельброта, включая построения Орлова, и моего в части первой точки при ранговом по параметру распределении и последней – при видовом. Первая точка – элемент (особь) – не из этого, а из другого ценоза (как Москва, чуть не написал – не из России, где средняя покупательная способность среднестатистических денежных доходов по данным ВЦУЖ в 2,5 раза выше, чем в Санкт-Петербурге). Поэтому не следует «подгонять» кривую, нужно лишь выяснить, из какого ценоза эта особь. Что касается саранчѣвых каст, они безусловно из этого ценоза, но обладают свойством трудно предсказуемыми и массово возникать. Факториал 1023! Но дальше 1024! – видов не прибавилось, а всплеск налицо: $1024=2^{10}$. Их надо научиться прогнозировать, а не подгонять под гиперболу. Экспериментально обнаружена теоретически не доказанная возможность заполнения промежутков в дискретно-непрерывной гиперболу до точки R кастами после этой точки: возможна плотная упаковка всего количества. Обратим внимание ещё на возможность свѣртки в ограниченное количество шагов (экспериментальный материал не содержит больше четырёх). По существу, видовое распределение (табл.7) есть свѣртка рангового: 75 единиц (табл.6) объединено в одну касту и т.д. Но можно сделать следующий шаг: свернуть видовое распределение: в нём единиц – 21, двоек – три, далее 3,4,5,7,8,14,29,75 – по одному. Но дальнейшая свѣртка уже невозможна.

Рассматривая общность законов Циффа и исследуя разнообразие и соотношение крупное-мелкое, как правило, нечѣтко формулируется возможность переноса результатов из одной области знаний в другую. Изучение технических ценозов имеет преимущество в строгости перед биоценозами и в динамике перед математической лингвистикой (вообще перед областью информационных и социальных исследований). Во-первых, относительно устоявшиеся представления о системе показателей и структуре цеха, производства, завода; города, региона, государства. Во-вторых, бухгалтерскую, в идеале, статистику. В третьих, возможность отследить эволюцию вида, опускаясь до отдельной особи. Типы техноэволюции и биоэволюции – не сопоставимы, но взаимное моделирование многообещающе. В качестве иллюстрации технической отчѣтности в табл.9 приводим для саранчѣвых каст периодичность помесечного поступления в ремонт («смерть» особей)

Реальное существование и эволюция ценозов могут быть описаны системой показателей-параметров, которые не обязательно представимы числом. Впрочем, и за числом зачастую видятся качественные отличия, например, объѣм доменной печи или памяти компьютера. И здесь я перехожу от отличий математической стороны законов Циффа и Н-представлений к различию концепций.

Мой объект – ценоз. Его следует выделить и описать системой показателей. Но что означает такая модель? Это описание параметров точки: ценоз становится элементом, неделимым объектом, который рассматривают по какому-либо одному параметру в ряду других объектов этого семейства (множество параметров ведѣт к выделению кластеров, нейронным сетям, дающим возможность сравнивать объекты). Выстраивание объектов по параметру означает, что рассматривается некоторый новый ценоз, в который ценоз элементарный включѣн и является частью этого семейства. Однако вложение вверх, как и возможное дробление, ограничены

буквально несколькими шагами (что по количеству шагов существенно отличается от фрактального и синергетического подходов).

k	a	w	a,w	ω	Виды двигателей
1	1	104	104	0,302	0,03-AB; 0,12-AD; 0,12-PT; 0,2-TTM; 0,25-4A; 0,25-ИЭ; 0,37-АО; 0,5-АО; 0,37-ДАВ; 0,45-WMR; 0,5-АОЛС; 0,55-ДПТ; 0,55-МА; 0,6-АО; 0,6-BAO; 0,8-BAO; 1-GMK; 1,1-АОП; 1,3-4АХС; 1,5-KMR; 1,5-АИР; 1,7-АОЛ; 1,7-АОС; 2,2-МТК; 2,4-Д; 2,5-DMK; 2,8-АО; 3-ARB; 3-KRA; 3,1-АПВ; 3,2-АИРС; 3,5-KMR; 3,5-МТК; 3,6-АР; 4-4АС; 4-ARB; 4-F; 4-КО; 4-KR; 4-DMK; 4-GMK; 4,5-KMR; 4,5-АСВТ; 4,5-П; 5-АР; 5-АСВ; 6,7-АР; 10-DMK; 10-HRP; 11-4АМ; 11-АИРМ; 11,5-GMK; 12-ДП; 14-А; 15-OR; 14,5-HRP; 18-WDOR; 18-Д; 18,5-MO; 20-ДС; 22-4АМ; 22-АСI; 25-1Р; 27-WDOR; 30-F; 30-GCO; 32-KO; 37-4А; 37-KMR; 40-4АС; 45-4АМ; 45-MO; 50-RH; 50-KO; 55-AS; 55-KLR; 55-KTV; 55-WASI; 60-ДПВ; 70-П; 75-4АМ; 75-SMR; 80-RH; 90-4А; 100-F; 100-П; 125-H; 125-ДСК; 132-А; 132-BAO; 150-ДП; 160-А; 160-ДП; 160-МА; 200-АК; 200-АО; 320-А; 500-GDW; 500-А; 500-ДАЗО; 630-АК; 1000-GW; 1000-СДВ; 2000-АЭ
2	2	70	140	0,203	0,12-KMR; 0,12-ПА; 0,18-АОЛ; 0,25-ДПТ; 0,27-АОЛ; 0,37-4А; 0,5-GGG; 0,55-4АМ; 0,6-КД; 0,63-DMK; 0,8-АО; 0,8-АОЛ; 0,9-DMK; 1-АРП; 1,1-ГНОМ; 1,4-АР; 1,5-АО; 1,6-КД; 2-ПАРМА; 2,2-4АМ; 2,2-АОЛ; 3-4АМ; 3-АИР; 3-АОЛ; 3,2-4АС; 4-АРП; 4,8-4АМ; 5,2-АОС; 5,5-4АМ; 7-АО; 5,5-ГНОМ; 7,5-4АМ; 7,5-SMH; 7,5-АОС; 8-П; 10-А; 11-F; 11-АИМ; 11-ВРП; 11-КО; 14-АО; 15-F; 18,5-4А; 18,5-АИР; 22-4А; 22-KMR; 22-Д; 25-SMH; 25-П; 30-4А; 30-KMR; 30-BAO; 64-GMK; 75-4А; 75-АСI; 75-KMR; 75-АО; 90-4АМ; 90-АИР; 110-4А; 120-ДП; 132-АО; 160-GMF; 185-Д; 250-А; 400-А; 500-СД; 700-ДАЗО; 1000-СД; 1800-1А
3	3	44	132	0,128	0,12-АОЛ; 0,18-4АА; 0,25-АИР; 0,35-GGG; 0,42-ИЭ; 0,45-П; 0,6-АОЛ; 0,6-ИВ; 1-АОЛ; 1,05-ИЭ; 1,1-4АМ; 1,1-АО; 1,1-АР; 1,15-ИЭ; 1,4-АРП; 1,5-АИМ; 1,5-АОЛ; 1,7-А; 1,9-ИЭ; 3-KR; 4-АРА; 4,8-ПБСТ; 7,5-МТК; 11-АО; 13-АО; 15-4А; 15-ВРП; 17-АО; 18,5-KMR; 22-АО; 30-Н; 30-А; 30-ВРП; 40-KRA; 40-BAO; 75-А; 120-ARE; 160-АО; 200-GOF; 250-ДАЗО; 315-П; 400-ДАЗО; 870-GW; 9500-ГП
4	4	35	140	0,102	0,18-4А; 0,55-АИР; 0,75-KMR; 1,7-АО; 2,5-АРА; 2,8-АРА; 3-АФ; 3-KMR; 3,2-П; 4-BAO; 5-МТК; 6,5-АРА; 7-DMK; 7,5-KMR; 7,5-KR; 11-4А; 11-АИР; 14-WODK; 15-АИР; 16-ДП; 30-4АМ; 32-DOR; 37-Д; 40-А; 42-ДП; 46-ДП; 55-Д; 90-GMK; 132-АИР; 200-4А; 250-АО; 275-GW; 320-ДАЗО; 1000-А; 9000-МП
5	5	18	90	0,052	0,37-АИР; 0,75-АИР; 1,1-KMR; 1,3-АРП; 1,5-4АХ; 2,2-АИР; 2,2-АО; 4-ГНОМ; 4,5-АОС; 5,5-АО; 10-KR; 10-BAO; 15-MO; 22-ВРП; 55-4А; 55-АО; 680-GW
6	6	14	84	0,041	0,18-АИР; 0,55-4А; 1,5-4А; 2,2-П; 3-4А; 4-4АМ; 5,3-АР; 7,5-4А; 11-KMR; 14-П; 45-4А; 100-GOF; 110-Д; 630-ДАЗО
7	7	6	42	0,017	0,6-ИЭ; 1,1-АИР; 4-АО; 5,5-4А; 30-АИР; 55-WDOR
8	8	5	40	0,015	2-АРА; 2-АР; 2,2-ИЭ; 3,5-DMK; 18,5-F
9	9	8	72	0,023	0,27-ДАО; 0,27-ИЭ; 0,75-4А; 1,32-АИРС; 2-АРФ; 7,5-АО; 75-BAO; 710-МПВ
10	10	6	60	0,017	0,4-ARB; 2-АР; 4-АИР; 11-П; 30-АО; 40-АО
11	11	5	55	0,015	0,12-КД; 1-АОС; 1-АРФ; 7,5-F; 7,5-АИР
12	12	3	36	0,009	0,12-ИЭ; 0,2-ДХМ; 10-АО
13	13	4	52	0,012	1-АР; 1,1-ИВ; 3-АО; 5,5-АИР
14	14	2	28	0,006	3-АРФ; 3,5-АС
15	15	2	30	0,006	0,4-ИЭ; 4-АР
16	16	1	16	0,003	1,3-АР
17	17	2	34	0,006	1,1-4А; 5-DMK
18	18	2	36	0,006	2,2-4А; 2,5-АР
19	19	2	38	0,006	4-АРФ; 150-Д
20	20	1	20	0,003	0,18-ABE
21	27	2	54	0,006	0,4-АОЛ; 0,65-АРФ
22	28	1	28	0,003	4-4А
23	29	1	29	0,003	0,18-ИЭ
24	32	1	32	0,003	47-Д
25	34	1	34	0,003	0,8-ARB
26	37	1	37	0,003	1,6-АРФ
27	45	1	45	0,003	0,75-АРА
28	54	1	54	0,003	1,6-АРА
29	138	1	138	0,003	1,2-АРФ

8. Вилдовое Н-распределение годового объема капитального и среднего ремонтов

9. Встречаемость видов двигателей по месяцам

0,55-4ААМ		3-4АМ		30-АИР		1,1-АИР		0,4-АОЛ12		2,2-4А		55-АО2	
Дата	i	Дата	i	Дата	i	Дата	i	Дата	i	Дата	i	Дата	i
14.01.00	1	09.02.00	1	02.02.00	1	07.02.00	1	06.01.00	2	27.01.00	1	08.02.00	1
21.03.00	1	24.02.00	1	08.02.00	1	09.06.00	1	14.01.00	1	21.03.00	1	12.05.00	1
01.06.00	1	10.05.00	1	09.02.00	1	16.06.00	1	20.01.00	1	16.05.00	1	01.06.00	3
03.07.00	1	01.06.00	1	20.06.00	1	21.06.00	1	27.01.00	1	22.06.00	1	18.08.00	1
07.08.00	1	27.06.00	1	05.07.00	1	03.07.00	1	02.02.00	1	03.07.00	1	24.08.00	1
09.08.00	1	06.09.00	1	01.08.00	1	23.08.00	1	03.02.00	1	20.07.00	1	04.09.00	1
11.08.00	2	13.09.00	1	14.06.00	1	15.09.00	1	21.03.00	1	06.09.00	1	15.09.00	1
16.08.00	1	02.10.00	1	18.10.00	1	21.09.00	1	06.05.00	1	22.11.00	1	25.09.00	1
04.11.00	1	06.10.00	1	15.11.00	1	09.10.00	1	08.06.00	1	23.01.00	2	10.10.00	1
10.11.00	1	09.10.00	1	22.11.00	1	04.11.00	1	06.07.00	1	27.11.00	1	12.10.00	1
23.11.00	1	27.11.00	1	23.11.00	1	23.11.00	1	04.09.00	1	28.11.00	2	01.11.00	1
		28.11.00	1	28.11.00	1	28.11.00	1		1			04.11.00	1
Итого:	12	Итого:	12	Итого:	12	Итого:	12	Итого:	12	Итого:	13	Итого:	14

Но именно ранговое распределение по параметру и даёт возможность говорить об оптимальности, эффективности ценоза в целом. Следующий шаг не во вне, а внутрь – исследование структуры изделий по повторяемости видовым и ранговидовым распределениями.

Так я говорю об обязательности исследования структуры по параметрам в ряду других ценозов и структуры единичного ценоза, не рассматривая здесь проблему его выделения.

Если обратиться к Н-распределению по параметру и рассматривать отдельный из системы существенных показателей, связав его с другим, определяющим (например, расход электроэнергии на плавку с технологическим – объём плавки), то переходя ко времени, можно получить 100, 1000 наблюдений и более. В качестве единицы могут быть взяты обычные: минута, час, смена, сутки, неделя, месяц, квартал, год; а могут быть и технологические единицы, например, одна плавка.

В том и другом случае технические науки считают, что можно точно получить норму и другой технический параметр. И под этим утверждением могут подписаться и физик, и инженер: чтобы расплавить 1 т стального лома, нужно 340 кВтч, меньше не разрешают законы сохранения. А тратят-то обычно в среднем 550 кВтч/т (сюда входят тепловые потери и проч.). Но это в среднем, фактически же есть ценологические выбросы, которые могут в разы отличать удельную норму от рассчитанных по Гауссу. Количественно это 5-10% случаев (при жёсткой организации – до 0,1-1%), когда есть отклонения от нормального технологического хода процессов. Их я и называю ценологическими (практическая бесконечность по удельным расходам: процесс закончился, а продукции нет – брак, или, например, «ушёл» металл).

Тогда возникает вопрос об оценке нормального и негауссова процессов. Нормальное (гауссово) распределение имеет плотность вероятности

$$f(x) = 1/\sigma(2\pi)^{1/2} \exp\left[-(x - \mu)^2 / 2\sigma^2\right], \quad (72)$$

где μ – математическое ожидание и дисперсия σ^2 есть параметры случайной величины для области значение $-\infty < x < +\infty$.

Математическое ожидание в технических науках – это среднее арифметическое, частота (статистическая вероятность), которая для дискретных и непрерывных величин соответственно записывается

$$M[X] = \mu = \sum_{i=1}^m x_i p_i; \quad M[X] = \mu = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx. \quad (73)$$

На рис.10 приведена модель K -разности, включающая пример нормального распределения 266 наблюдений, разбитых на 14 интервалов (табл.10). Чётность интервалов и симметрия позволяют говорить о совпадении значений математического ожидания μ , моды и медианы m .

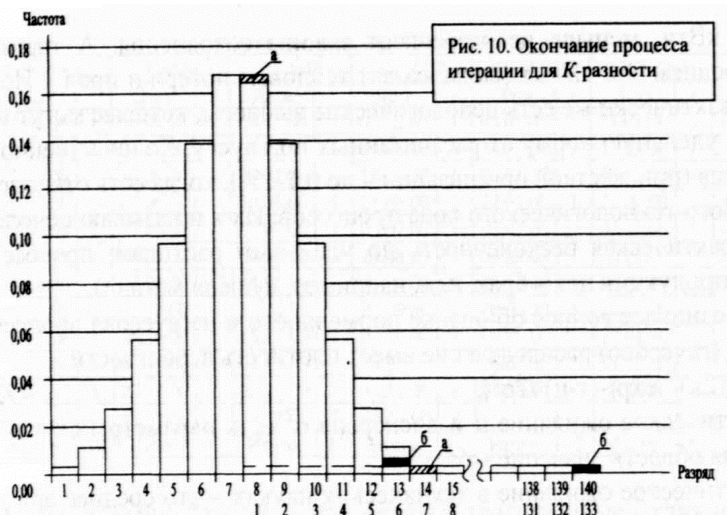


Таблица 10

№	Левая граница разряда	Правая граница разряда	Относительная частота попадания	Количество показаний	
				теоретическое	фактическое
1	-3,000	-2,571	0,0037	0,9842	1
2	-2,571	-2,143	0,0110	2,9260	3
3	-2,143	-1,714	0,0252	6,7032	6
4	-1,714	-1,286	0,0560	14,8961	15
5	-1,286	-0,857	0,0964	25,6424	26
6	-0,857	-0,429	0,1384	36,8144	37
7	-0,429	0,000	0,1689	44,9274	45
8	0,000	0,429	0,1689	44,9274	45
9	0,429	0,857	0,1384	36,8144	37
10	0,857	1,286	0,0964	25,6424	26
11	1,286	1,714	0,0560	14,8961	15
12	1,714	2,143	0,0252	6,7032	6
13	2,143	2,571	0,0110	2,9260	3
14	2,571	3,000	0,0037	0,9842	1
Сумма			0,9992	265,79	266

По существу можно говорить о ценологической K -разности:

$$K_{ц} = F(m_H) - \frac{1}{2} \sum x_i p(1) F(m+0) \quad (75)$$

Сформулируем K -разность следующим образом.

Оценка ценологической составляющей гиперболического H -распределения по параметру есть разность медианы нормального распределения и математического ожидания деформируемого распределения, в пределе равномерного.

Представляя H -распределения и говоря о концептуальном значении термина *техноценоз*, составившего основу технетики – науки о технической реальности, я не употреблял синергетические понятия [111,112], хотя это и есть то, чем я занимаюсь с 1971 г. (сформулировал в 1973 г. гипотезу о закономерностях эволюции технического, в 1976 г. – закон информационного отбора, в 1981 г. – законы техноэволюции).

Синергетический подход [25-28] опирается на ключевое понятие разнообразия, мною изучаемое, и энтропию (см. работы моей школы: Гнатюка В.И., Фуфаева В.В., Жилина Б.В.). Для ценоза (а ценоз – синергетический объект) порядок более естествен, чем хаос; этот порядок обеспечивается информационно через физические процессы; увеличение разнообразия увеличивает устойчивость системы; изоляция ценоза останавливает развитие; конкуренция повышает эффективность отбора.

По существу, синергетический подход дополняет первую научную картину мира, которая предполагает, что хаос более естествен, чем порядок; поведение системы определено полностью и однозначно начальными условиями; поддержание порядка требует затрат энергии и изоляции от внешних воздействий; структура системы задаётся извне; при изучении физических процессов и их осуществлении информационная составляющая не определяющая; единообразие эффективнее разнообразия, унификация и стандартизация – основа технического развития.

Выводы

1. Ценологические представления, опирающиеся на одновременность выделения элемента-особи, введения родо-видовой классификации, формализованного описания ценозов, есть отражение третьей научной картины мира.

2. Частотными представлениями Ципфа как моделью пользоваться не следует из-за утраты информации по длине текста и объёму словаря.

3. Существует приоритетная естественность видового H -распределения перед ранговидовым, допускающим свёртку. Аналитические характеристические показатели α и β один из другого не выводятся.

4. Сравнение ценозов достовернее, если использовать обобщающие показатели, идентифицирующие H -распределение лучше, чем характеристический показатель α и первая точка.

5. Видовое H -распределение модельно представимо поинтер-точкой R , которая ограничивает гиперболическую область, позволяя описывать структуру ценозов значением R и числом каст K , накладывая ограничения на объём ценоза $2R$.

6. Однозначно определяет гиперболическое H -распределение модель простых чисел, заключающаяся в разложении на простые сомножители факториала натурального числа такого, что количество простых чисел в факториале равно числу видов ценоза.

7. Видовое H -распределение, выстраиваемое до точки R , имеет всплески и провалы (зубцы), которые не случайны, а закономерно обязательны, как и неравномерность расстояний между саранчовыми кастами после точки R .

Литература

1. Электрификация металлургических предприятий Сибири / Под общ. ред. И.Д.Кутявина, Р.И.Борисова, Б.И.Кудрина. – Томск: Изд-во ТГУ, 1971. – 216 с.
2. Кудрин Б.И. Организация, построение и управление электрическим хозяйством промышленных предприятий на основе теории больших систем: Дис. ... докт. техн. наук по спец. 05.14.06 – Электрические системы и управление ими. – Томск: Томск. политех. ин-т, 1976. – 452 с.
3. Кудрин Б.И. Введение в науку о технической реальности: Автореф. дис. в форме науч. доклада ... докт. филос. наук по спец. 0941.00.08 – Философия науки и техники. – СПб: СПб. гос. ун-т, 1996. – 40 с.
4. Математическое описание ценозов и закономерности технетики / Доклады Первой междунар. конф., 24–26 янв. 1996, Новомосковск Тульский/ Философия и становление технетики. / Ред. и сост. Б.И.Кудрин. – Абакан: Центр системных исследований, 1996. – 452 с. (Ценологические исследования. Вып. 1 и вып. 2).
5. Авдеев В.А., Кудрин Б.И. Советская школа проектирования чёрной металлургии. – М.: Машиностроение, 2000. – 416 с.
6. Авдеев В.А., Дрян В.М., Кудрин Б.И. Основы проектирования металлургических заводов: Справ. изд-е. – М.: Интермет Инжиниринг, 2002. – 464 с.
7. Никифоров Г.В., Заславец Б.И. Энергосбережение на металлургических предприятиях. – Магнитогорск: МГТУ, 2000. – 283 с.
8. Авдеев В.А., Кудрин Б.И., Якимов А.Е. Информационный банк «Черметэлектро». – М.: Электрика, 1995. – 400 с.
9. Кудрин Б.И. Введение в технетику. – Томск: Изд-во ТГУ, 1991. – 384 с.
10. Кудрин Б.И. Античность. Символизм. Технетика. – М.: Электрика, 1995. – 120 с.
11. Гнатюк В.И. Оптимальное построение техноценозов: Теория и практика. Ценологические исследования. Вып. 9. – М.: Центр системных исследований, 1999. – 272 с.
12. Фуфаев В.В. Ценологическое определение параметров электропотребления, надежности, монтажа и ремонта электрооборудования предприятий региона. – М.: Центр системных исследований, 2000. – 320 с.
13. Указания и нормы технологического проектирования и технико-экономические показатели электрохозяйства предприятий чёрной металлургии. Металлургические заводы. – Т. 7. Электрохозяйство. ВНТП 1-31-80. МЧМ СССР, 1981. – 123 с.
14. Указания и нормы технологического проектирования и технико-экономические показатели электрохозяйства предприятий чёрной металлургии. Металлургические заводы. – Т. 8. Электроремонт. ВНТП 1-32-80. МЧМ СССР, 1981. – 56 с.
15. Указания по проектированию электрохозяйств металлургических заводов. ОРД 14.370-36-86. – М.: Гипромез, 1987. – 68 с.
16. Указания по проектированию электроремонтного хозяйства предприятий чёрной металлургии. ОРД 14.370-48.87. – М.: Гипромез, 1987. – 37 с.
17. Кудрин Б.И. Ремонт и обслуживание электротехнического оборудования заводов чёрной металлургии // Промышленная энергетика. 1979. № 11. – С. 31–35.
18. Кудрин Б.И. Электроремонт на Оскольском электрометаллургическом комбинате // Промышленная энергетика, 1980, № 5. – С. 23–28.
19. Астратов Р.Г., Кудрин Б.И. О проектировании электроремонтного хозяйства металлургических заводов // Промышленная энергетика, 1972, № 3. – С. 34–36.

20. Кудрин Б.И. О некоторых вопросах теротехнологии электрического хозяйства крупных промышленных предприятий. – Томск: Изд-во ТГУ, 1976. – С. 97–145. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 3).
21. Кудрин Б.И. Электроэнергетика черной металлургии (передовая статья) // Сталь, 1979, № 10. – С. 730–734.
22. Кудрин Б.И. Электрика как развитие электротехники и электроэнергетики. – 3-е изд. – Томск: Изд-во ТГУ, 1998. – 40 с.
23. Кудрин Б.И., Фуфаев В.В. Статистические таблицы временных рядов Н-распределений электрооборудования и электропотребления. – Т. 1. Электрооборудование. – Абакан: Центр системных исследований, 1999. – 352 с. (Ценологические исследования. Вып. 13.).
24. Кудрин Б.И. Закономерности построения, функционирования и развития систем электропотребления промышленных предприятий и закономерности техники: Программа для студентов технических и гуманитарных университетов и переподготовки инженеров по направлениям «Электроэнергетика» и «Электромеханика». – Томск: Изд-во ТГУ, 1997. – 276 с. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 7).
25. Пригожин И., Стенчук И. Время, хаос, квант: К решению парадокса времени. – М.: Эдиториал УРСС, 2000. – 240 с.
26. Глейк Дж. Хаос: Создание новой науки. – СПб.: Амфора, 2001. – 398 с.
27. Шредер М. Фракталы, хаос, степенные законы: Миниатюры из бесконечного рая. – Ижевск: НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика», 2001. – 528 с.
28. Чайковский Ю.В. О природе случайности. – М.: Центр системных исследований; Институт истории естествознания и техники РАН, 2001. – 272 с. (Ценологические исследования. Вып. 18).
29. Кудрин Б.И. Техноценозы и стандартизация // Стандарты и качество, 1993 № 12. – С. 49–56.
30. Fisher R.A., Corbet A.S., Williams C.D. The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. – Journal of Animal Ecology, 1943, No. 12. – P. 42–58.
31. Williams C.B. Patterns in the balance of nature, and the related problems in quantitative ecology. – L. and N.Y.: Academic Press, 1964. – 324 p.
32. Кудрин Б.И. Распределение электрических машин по повторяемости как некоторая закономерность. – Томск: Изд-во ТГУ, 1974. – С. 31–40. (Электрификация металлургических предприятий Сибири/ Вып.2).
33. Одум Ю. Основы экологии. – М.: Мир, 1975. – 740 с.
34. Бреховских С.М., Прасолов А.П., Солинов В.Ф. Функциональная компьютерная систематика материалов, машин, изделий и технологий. – М.: Машиностроение, 1955. – 552 с.
35. Кудрин Б.И. Электроснабжение промышленных предприятий: Учебник для вузов. – М.: Энергоатомиздат, 1995. – 416 с.
36. Чайковский Ю.В. Элементы эволюционной диатропики. – М.: Наука, 1990. – 272 с.
37. Кудрин Б.И. Классическая электротехника и системное описание электрического хозяйства промышленных предприятий - Томск: Изд-во ТГУ, 1981. – 286 с. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 5).
38. Вольтерра В. Математическая теория борьбы за существование. – М.: Наука, 1976. – 286 с.

39. Кудрин Б.И. Технетика: новая парадигма философии техники (третья научная картина мира). – Томск: Изд-во ТГУ, 1998. – 40 с.
40. Кудрин Б.И., Розин В.М. Разговор технария и гуманитария в поезде «Лена–Москва» о философии техники и не только о ней. – 2-е изд., испр. – М.: Электрика, 2000. – 32 с.
41. Политехнический словарь. – М.: Советская энциклопедия, 1976. – 608 с.
42. Новейший философский словарь. – Мн.: Изд. В.М. Скакун, 1998. – 896 с.
43. Bertalanffy L. Allgemeine Systemtheorie. – Deutsche Universitätszeitung, 1967, N. 12, N 5–6.
44. Акофф Р., Эмери Ф. О целеустремленных системах. – М.: Советское радио, 1974.
45. Года М., Шуфорд Э.Х. Логика систем: введение в формульную теорию структуры / В кн.: Исследования по общей теории систем. – М.: Прогресс, 1969.
46. Садовский В., Юдин Э. Задачи, методы и приложения общей теории систем / В кн.: Исследования по общей теории систем. – М.: Прогресс, 1969.
47. Кудрин Б.И., Жилин Б.В., Лагуткин О.Е., Ошурков М.Г. Ценологическое определение параметров электропотребления многономенклатурных производств. – Тула: Приок. кн. изд-во, 1994. – 122 с.
48. Марченко Ю.Н. Основы управления множественными объектами. (Ценологические исследования. Вып. 22– М.: Центр системных исследований, 2002. – 128 с.).
49. Зайцев Г.З., Божков М.И. Техноценнологический взгляд на электрификацию жилья и быта // Электрика, 2002, № 11. – С. 38–41.
50. Винер Н. Кибернетика. – М.: Советское радио. – 326 с.
51. Zipf J.K. Human behaviour and the principle of least effort. – Cambridge (Mass.): Addison-Wesley Press, 1949, XI. – 574 p.
52. Mandelbrot B. Les objets fractals: forme, hasard et dimension. – Paris: Flammarion, 1975. – 192 p.
53. Математические методы в социальных науках. – М.: Прогресс, 1973. – 351 с.
54. Хайтун С.Д. Наукометрия: Состояние и перспективы. – М.: Наука, 1983. – 344 с.
55. Хайтун С.Д. Проблемы количественного анализа науки. – М.: Наука, 1989. – 280 с.
56. Хайтун С.Д. Мои идеи. – М.: Изд-во «Агар». – 240 с.
57. Аранов М.В., Ефимов Е.Н., Шрейдер Ю.А. О смысле ранговых распределений // Научно-техническая информация. Сер. 2. № 1, 1975. – С. 9–20.
58. Яблонский А.И. Математические модели в исследовании науки. – М.: Наука, 1986. – 352 с.
59. Willis J.C. Age and Are. – London: Cambridge University Press, 1922.
60. Yule J.U. A mathematical theory of evolution, based on the conclusions of Dr. J.C. Williams, FRC // Philos. Transact. R.S. Ser. B. – London, 1924, vol. 213. – P. 21–87.
61. Waterson J.A. Models for the Logarithmic Species Abundance Distributions // Theoretical Population Biology, 1974, No. 6. – P. 217–250.
62. Watson H.S. Cybele Britannica, 1859.
63. Wallace A.R. The World of Life. – London, 1910.
64. Kirby W.A. A Synonymic Catalogue of the Orthoptera. – London: British Museum, 1904, vol. 1.
65. Pareto V. Cours d'économie politique. P., 1897.
66. Lotka A. The frequency distribution of scientific productivity // J. Wash. Acad. Sci., 1926, vol. 16. – P. 317–323.

67. *Петров В.М., Яблонский А.И.* Математика и социальные процессы: гиперболические распределения и их применение. М.: Знание, 1980. – 64 с.
68. *Ланге О.* Введение в эконометрику. – М.: Прогресс, 1964. – 295 с.
69. *Хастингс Н., Пикок Дж.* Справочник по статистическим распределениям. – М.: Статистика, 1980. – 95 с.
70. *Орлов Ю.К.* Обобщённый закон Ципфа-Мандельброта и частотные структуры информационных единиц различных уровней // Вычислительная лингвистика. – М.: Наука, 1976. – С. 179–202.
71. *Орлов Ю.К.* Динамика ранговых распределений и проблема статистики редких событий // Электрика, 2001, № 8. – С. 22–31.
72. *Кудрин Б.И.* Зачем электрику рейтинг? // Электрика, 2001, № 8. – С. 3–11.
73. *Гнатюк В.И.* Ранговый анализ техноценозов // Электрика, 2001, № 8. – С. 14–22.
74. *Фуфаев В.В.* Рангово-интервальный структурно-топологический анализ ценозов // Электрика, 2001, № 8. – С. 22–31.
75. *Лагуткин О.Е.* Ценологическая методика ранговых Н-распределений // Электрика, 2001, № 8. – С. 31–39.
76. *Шрейдер Ю.А.* Ранговые распределения как системное свойство / Математическое описание ценозов и закономерности технетики / Философия и становление технетики. – Абакан: Центр системных исследований, 1996. – С. 33–42.
77. *Арапов М.В., Ефимов Е.Н., Шрейдер Ю.А.* Ранговые распределения в тексте и языке // Научно-техническая информация. Сер. 2. 1975. №2. – С. 3–7.
78. *Кудрин Б.И.* Отбор: энергетический, естественный, информационный, документальный. Общность и специфика. – Томск: Изд-во ТГУ, 1981. – С. 111–187. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 5).
79. *Hill Bruce M., Woodroffe Michael.* Stronger forms of Zipf's law // Journal of American Statistical Association, 1975, vol. 70, No. 349. – P. 212–219.
80. Частотный словарь русского языка. – М.: Русский язык, 1977. – 936 с.
81. Лермонтовская энциклопедия. – М.: Советская энциклопедия, 1981. – 784 с.
82. *Золотарев В.М.* Одномерные устойчивые распределения. – М.: Наука. – 304 с.
83. Курс экономической теории. – Киров: Аса, 1995. – 624 с.
84. *Кюн Ю.* Описательная и индуктивная статистика. – М.: Финансы и статистика, 1981. – 144 с.
85. *Феллер В.* Введение в теорию вероятностей и её приложения. Т. 2. – М.: Мир, 1984. – 738 с.
86. *Кудрин Б.И.* Применение понятий биологии для описания и прогнозирования больших систем, формирующихся технологически. – Томск: Изд-во ТГУ, 1976. – С. 171–204. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 3).
87. *Кудрин Б.И.* Исследования технических систем как сообществ изделий – техноценозов // Системные исследования. Методологические проблемы: Ежегодник. 1980. – М.: Наука, 1981. – С. 236–255.
88. *Кудрин Б.И.* Научно-технический прогресс и формирование техноценозов // ЭКО: Экономика и организация промышленного производства, 1980, № 8. – С. 15–29.
89. *Кудрин Б.И.* Третья научная картина мира // Мост: Журнал для промышленников, 1999, № 30. – С. 46–48.
90. *Кудрин Б.И.* Электрика: вступая в тысячелетие // Электрика, 2001, № 1. – С. 2–5.
91. *Любщев А.А.* Линии Демокрита и Платона в истории культуры / Сост., ред., предисл., заключ. ст. Б.И.Кудрина. – М.: Электрика, 1997. – 408 с.
92. *Кудрин Б.И.* Зачем технарью Платон: Постклассическое видение философии техники. – М.: Электрика, 1996. – 216 с.

93. *Гнеденко Б.В., Колмогоров А.Н.* Предельные распределения для сумм независимых случайных величин. – М.–Л.: Гостехтеориздат, 1949. – 264 с.
94. *Гнеденко Б.В.* К теории областей притяжения устойчивых законов // Учёные записки МГУ, 30, 1939. – С. 61–82.
95. *Хинчин А.Я.* Асимптотические законы теории вероятностей. – М.: ОНТИ, 1936. – 96 с.
96. *Прохоров Ю.В., Розанов Ю.А.* Теория вероятностей: Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы. – М.: Наука, 1973. – 496 с.
97. *Гнеденко Б.В.* О сходимости законов распределения сумм независимых слагаемых // ДАН, 1938, 18, № 4–5. – С. 231–234.
98. *Хинчин А.Я.* Предельные законы для сумм независимых случайных величин. – М.–Л.: ОНТИ, 1938. – 116 с.
99. *Гнеденко Б.В.* Элементы теории функций распределения случайных величин // Успехи мат. наук. Вып. 10. – М.–Л.: ОГИЗ, 1944. – С. 230–244.
100. *Гнеденко Б.В.* Предельные законы для сумм независимых случайных величин // Успехи мат. наук. Вып. 10. – М.–Л.: ОГИЗ, 1944. – С. 115–165.
101. *Бернштейн С.Н.* Распространение предельной теоремы теории вероятностей на суммы зависимых величин // Успехи мат. наук. Вып. 10. – М.–Л.: ОГИЗ, 1944. – С. 35–114.
102. *Мизес Р.* Вероятность и статистика. – М.–Л., 1930.
103. *Колмогоров А.Н.* Основные понятия теории вероятностей. – М.–Л., 1936; М., 1974.
104. *Варнаевский Б.П. Кудрин Б.И.* Проблемы оценки эффективности использования электрической энергии // Промышленная энергетика, 1994. № 12. – С. 2–7.
105. *Кудрин Б.И.* Философские основания преподавания электротехнических и электроэнергетических дисциплин в условиях перехода России к постиндустриальной (информационной) формации. – Томск: Изд-во Том. ун-та, 2001. – С.212-220. (Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып.10.)
106. *Золотарёв В.М.* Современная теория суммирования независимых случайных величин. – М.: Наука. – 416 с.
107. *Петров В.В.* Предельные теоремы для сумм независимых случайных величин. – М.: Наука, 1987. – 320 с.
108. *Кудрин Б.И.* Выделение и описание электрических ценозов // Изв. вузов. Электромеханика, 1985, №7. С.490-54.
109. *Кудрин Б.И., Фуфаев В.В.* Модель управления структурой электрических ценозов // Изв. вузов. Электромеханика, 1989, №11. С.106-110.
110. Электроэффективность: ежегодный рейтинг российских регионов по электропотреблению за 1990-1999 гг. // Электрика, 2001, №6. С.3-12.
111. *Капица С.П., Курдюмов С.П., Малинецкий Г.Г.* Синергетика и прогнозы будущего. М.: Эдиториан УРСС, 2001. – 288 с.
112. *Хорган Дж.* Конец науки: Взгляд на ограниченность знания на закате Века Науки. – СПб.: Амфора, 2001. – 479 с.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ СТРУКТУРЫ ЦЕНОЗОВ РЯДАМИ ПРОСТЫХ ЧИСЕЛ

Фуфаев В.В., Калашников Д.А., Фуфаев В.Вл.

1. Сущность генератора N-распределения простых чисел.

В 1974 г. профессором Кудриным Б.И. сделано открытие объективной математической закономерности, являющейся одной из фундаментальных основ предложенной им науки технетики [18]. Заключается оно в том, что если рассмотреть факториал $N!$, где N - натуральное число, как ряд чисел $N!=2 \times 3 \times 4 \times 5 \times 6 \times \dots \times N$, то можно разложить каждый сомножитель ряда на простые сомножители

$$N! = p_1^{m_1} \cdot p_2^{m_2} \cdot \dots \cdot p_r^{m_r}, \quad m_j \geq 0, (j=0,1,2,\dots,r), \quad N! > 1 \quad (1)$$

где p - вид простого числа ; m - степень (встречаемость) простого числа, r - ранг простого числа. Например, $N_{20}=20$ состоит из сомножителей $N_{20}=p_1^2 p_2^0 p_3^1 = 2^2 \cdot 5$, где вид p_1 - двойка встретился как особь два раза, вид $p_2=5$ - один раз (p_2 -тройка).

В целом для факториала:

$$N! = 2 \times 3 \times (2 \times 2) \times 5 \times (3 \times 2) \times 7 \times (2 \times 2 \times 2) \times (3 \times 3) \times (5 \times 2) \times 11 \times (3 \times 2 \times 2) \times 13 \times \dots \times N, \quad (2)$$

Например $30! = 2^{26} \cdot 3^{14} \cdot 5^7 \cdot 7^4 \cdot 11^2 \cdot 13^2 \cdot 17^1 \cdot 19^1 \cdot 23^1 \cdot 29^1$. Двойка (саранчѣвый вид) $p_1=2$ встретилась (как особь) $m_1=27$ раз, тройка - 14 раз ($p_2=3, m_2=14$) и т.д., 4 простых числа встретилось 1 раз (ноева кашта). Последний номер $r=10$ определяет число видов в системе S . Сумма чисел $26+14+7+4+2+2+1+1+1+1$ (сумма особей всех видов) определяет число особей ценоза U . Числа ряда можно получать аналитически, но проще и точнее (из-за дискретности величин) получать их прямым сѣтом. Ранговое представление сомножителей простых чисел как модель ценоза приведено в таблице 1.

Таблица 1.

Ранговое распределение для $30!$

r	p _r	m _j
1	2	26
2	3	14
3	5	7
4	7	4
5	11	2
6	13	2
7	17	1
8	19	1
9	23	1
10	29	1

Моделируется в ранговой форме:

$$\Lambda(r) = \frac{A}{r^\beta} \quad (3)$$

Если назвать видом любое простое число p_r , где r -номер простого числа натурального ряда чисел, абстрактно воспринимаемое, из ряда: $2,3,5,7,\dots,137,139,149,151,\dots,509,521,523,541,\dots,(2^{756839}-1)\dots$, а особью - появление этого простого числа как сомножителя (единица исключается) в любом из чисел натурального ряда, то в распределении групп одинаковых сомножителей представления (2)

появляется распределение видов по повторяемости, иначе видовое распределение или видовое Н-распределение. Оно может быть получено либо напрямую из представления (2), либо сверткой рангового. Например по таблице 1 рангового распределения для 30! виды простых чисел, встретившиеся одинаковое число раз группируются в касты, которые располагаются по степени встречаемости: сначала редковстречающиеся $i=1$ (для рассматриваемого примера) в таблице 2 это первая каста K_1 состоящая из четырех видов, затем каста K_2 , состоящая из $W(2)=2$ видов, каждый из которых представлен двумя особями $i=2$ и т.д. Самая многочисленная саранчевая каста двоек K_6 , состоящая из одного вида $W(26)=1$, представленного 26-ю особями.

Фактически уравнение (2) и табличные представления (табл. 1 и табл. 2) являются генератором канонического Н-распределения простых чисел.

Таблица 2

Видовое распределение по повторяемости для N=30				
K	i	W(i)	iW(i)	P (наименование вида)
1	1	4	4	17,19,23,29
2	2	2	4	11,13
3	4	1	4	7
4	7	1	7	5
5	14	1	14	3
6	26	1	26	2

S=1 U=59
0

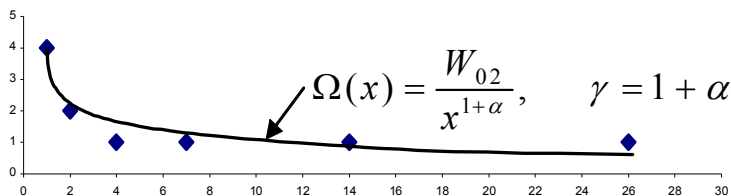


Рис. 1. Видовое Н-распределение простых чисел.

Моделирование (аппроксимация) видового распределения по повторяемости технических изделий, простых множителей и видовых распределений в других областях (биологии, экологии, экономике, наукометрии, лингвистике, информатике, ... [2,7,26,29,30,31,32,38,40,41,44,45,46,48]) названо Б.И. Кудриным видовым Н-распределением, как более общая форма законов Ципфа, Парето, Уиллиса, Фишера, Мандельброта, Бенфорда, Брэдфорда и др. Видовое же распределение простых чисел по повторяемости предложено называть каноническим [18]. Модель Н-распределения изображена на рисунке 1:

$$\Omega(x) = \frac{W_{02}}{x^{1+\alpha}}, \quad \gamma=1+\alpha, \quad W_0=R^{1+\alpha}, \quad (4)$$

где α – характеристический показатель; R – показатель объема, ориентировочно оцениваемый $R=K$.

Так как при различных N получаются различные выборки, будем называть конкретно встретившееся простое число особью, группу одинаковых особей в пределах выборки популяцией и при $N \rightarrow \infty$ группа особей одного простого числа есть вид простого числа. Это полностью соответствует общепринятым определениям в биологии и экологии. В H -распределениях технических изделий популяция и вид как правило не различаются. Тот факт, что ранговое распределение является промежуточным при построении видового, позволяет рассматривать только видовые распределения, имея ввиду идентичность моделирования и для ранговых распределений.

Построение универсальной модели динамики H -распределений на основе временных рядов простых чисел базируется на достигнутых результатах исследований структуры в первую очередь техноценозов (понятие, впервые введенное Кудриным Б.И. [18]), бизнесценозов (понятие, впервые введенное Фуфаевым В.В. [34]), классических результатов исследований экоценозов [2,32] и биоценозов [10,13], а также на теоретических основах динамики структуры ценозов [34]. Изложим далее кратко эти основы.

2. Теоретические основы динамики структуры ценозов

Главным в теоретических основах рассмотрения динамики структуры ценозов, разработанных [35] является разделение рассмотрения динамики на два подхода, который можно объяснить графически по рисунку 2. Первый подход заключается в рассмотрении модели H -распределения, описываемой уравнением (4) в функции времени как некоторой поверхности. Данный подход является динамикой первого рода. Вторым подход заключается в рассмотрении каждой точки видового распределения таблицы 2 в функции времени. Все точки в динамике представляют собой совокупность случайных процессов (совокупность траекторий 1-7 на рисунке 2 на поверхности H -распределения), временной срез которых (статика) на каждом временном интервале представляет собой видовое распределение. Данный подход является динамикой второго рода, или, иначе, структурно-топологической динамикой.

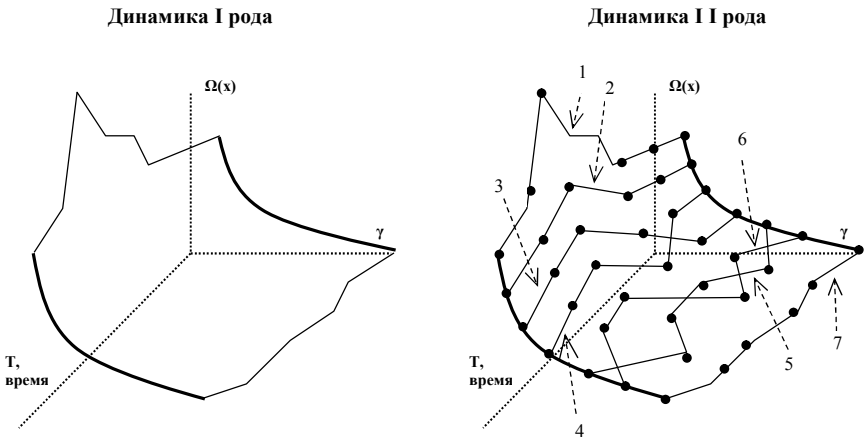


Рис.2. Динамика H -распределения

2.1. Динамика Н-распределения первого рода

Модели Н-распределения (3) и (4) описывают статистику ценоза – фиксированное соотношение, временной срез, фотография. Последовательное рассмотрение статических кривых позволяет исследовать динамику как изменение параметров Н-распределения.

В [37] проведено исследование закона распределения Н-распределений. Поскольку Н-распределение не является гауссовым распределением, то нельзя воспользоваться классическими методами проверки гипотез. Здесь применим метод А.Н. Колмогорова [4], где сравнение производится не по статистическому среднему, а по функциям распределения сравниваемых выборок. В качестве меры расхождения между теоретическим и статистическим распределениями рассматривается максимальное значение модуля разности между статистической функцией распределения $F^*(x)$ и теоретической $F(x)$: $D = \max |F^*(x) - F(x)|$. Какова бы ни была функция распределения $F(x)$ непрерывной случайной величины x при неограниченном возрастании числа независимых наблюдений n вероятность неравенства: $D\sqrt{n} \geq \lambda$ стремится к пределу:

$P(\lambda) = 1 - \sum_k (-1)^k e^{-2k}$. Значение вероятности $P(\lambda)$ табличные - [4]. В качестве статистической функции распределения принимается функция распределения видовой структуры обследуемой выборки. При ее формировании случайной величиной является количество особей, встретившихся одинаковое количество раз в рассматриваемом периоде (месяц, квартал, полугодие, год), то есть - $i \times W(i)$. Тогда вероятность случайной величины $i \times W(i)$ определяется как $P^*(i) = i \cdot W(i) / U$, где U - общее количество особей в рассматриваемый период. Видовая структура Н-распределения аппроксимируется выражением (4).

Всего было рассмотрено более 300 выборок ремонтируемых и установленных электрических двигателей, охватывающих порядка 100000 особей одного техноценоза в динамике непрерывно в течении 18 лет. Проверка гипотезы о статистической неразличимости выборок разного объема одной генеральной совокупности дает положительный результат в виде устойчивого изменения модуля разности между статистической функцией распределения и теоретической, отражающийся в нормальном распределении модуля разности на множестве выборок во времени одного ценоза. Модуль разности между функциями распределения $F(x)$ и $F^*(x)$ для месячных, квартальных, полугодических выборок распределен по закону Гаусса. Из последнего следует, что распределение Н- распределений на выборках одной генеральной совокупности принадлежит области нормального притяжения устойчивого гауссового закона, что отражает наличие математического ожидания и дисперсии основных показателей данного распределения. Тем самым доказана статистическая неразличимость математических моделей Н-распределения выборок определенного периода, например, ремонтируемого и установленного электрооборудования. Данный подход является методологией определения репрезентативности выборок генеральной совокупности в условиях не-гауссовых Н- распределений выборок и множества в целом.

Исследование законов распределения основных параметров Н-распределения, которыми являются α , R , W_0 , показали следующее.

Параметр α определяется по ряду $W=f(i)$ при $i < R$. Один из методов обработки - метод наименьших квадратов. Степень соответствия гистограммы распределения случайной величины α с теоретическими распределениями оценивалась визуально и с помощью критерия согласия Колмогорова-Смирнова. Определено, что характеристический показатель, лежащий в пределах $0 < \alpha < 2$, как того и требует теория [8, 15, 39], распределяется по усеченному закону, который является одним из случаев закона Гаусса. Анализ длинных временных рядов, содержащих 250 точек одной генеральной совокупности в срезе временных интервалов позволяет вероятностно оценить границы характеристического показателя. Для характеристического показателя α экспериментально получена несмещенная оценка - $\alpha^0 = 0,58$. При анализе характеристик (математическое ожидание, дисперсия, среднеквадратичное отклонение, доверительный интервал) случайной величины α определена принадлежность его математического ожидания квартальных выборок электрических машин доверительным интервалам выборок всех временных интервалов: месяц, полугодие, год.

Результат исследования закона распределения точки перегиба (пойнтер-точки R) - особой точки, которая делит кривую распределения так, что слева можно говорить о непрерывной величине, а справа - дискретной показал, что случайная величина R^* подчинена логнормальному закону распределения. Степень соответствия гистограммы распределения случайной величины R^* оценена с помощью критерия согласия Колмогорова-Смирнова. Это распределение существенно асимметрично. После логарифмирования левая часть распределения значительно растягивается, приближаясь к нормальному.

Таким образом: 1) видовые законы распределения электрооборудования не определяют закон распределения основных параметров их модели N -распределения; 2) квартальная выборка электрооборудования репрезентативна и адекватна свойствам анализируемой генеральной совокупности; 3) логнормальное распределение пойнтер-точки отражает ограничения на структуру электрооборудования, которые накладывают законы развития техноценозов.

Анализ временных рядов основных параметров N -распределения: $\alpha(t)$, $R(t)$ для массивов ремонтируемых электрических машин с шагом Δt_1 - месяц, Δt_2 - квартал, Δt_3 - полугодие, Δt_4 - год показал, что функции изменения во времени значений параметров N -распределения являются типичными случайными функциями времени (рис. 3,4).

В отличие от числовых характеристик случайных величин, характеристики случайных функций представляют собой, в общем случае функции, которые были определены и исследованы согласно основам [1, 11, 12, 17, 33, 43]. Вследствие того, что ни математическое ожидание, ни дисперсия не улавливают различий во внутренней структуре случайных процессов, для его описания введена специальная характеристика - корреляционная (автокорреляционная) функция. Эта функция характеризует степень зависимости между сечениями случайной функции, относящимися к различным значениям аргумента - неслучайная функция двух аргументов, которая при каждой паре значений аргументов равна корреляционному моменту соответствующих значений случайной функции.

Исследуемые случайные процессы $\alpha(t)$, $R(t)$ стационарны как протекающие во времени приблизительно однородно и имеющие вид непрерывных случайных колебаний вокруг некоторого среднего значения (ни средняя амплитуда, ни характер этих

колебаний не обнаруживают существенных изменений с течением времени). Для таких случайных функций $X(t)$ вероятностные характеристики не зависят от t , то есть

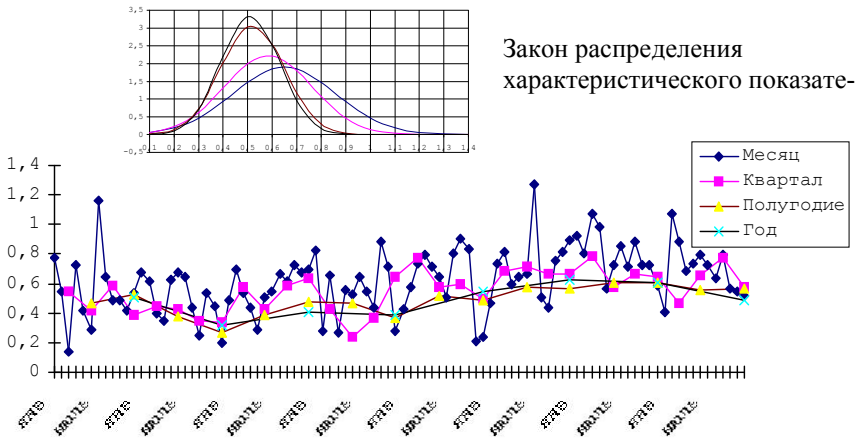


Рис.3. Динамика характеристического показателя
N-распределения выделенного технозоноза

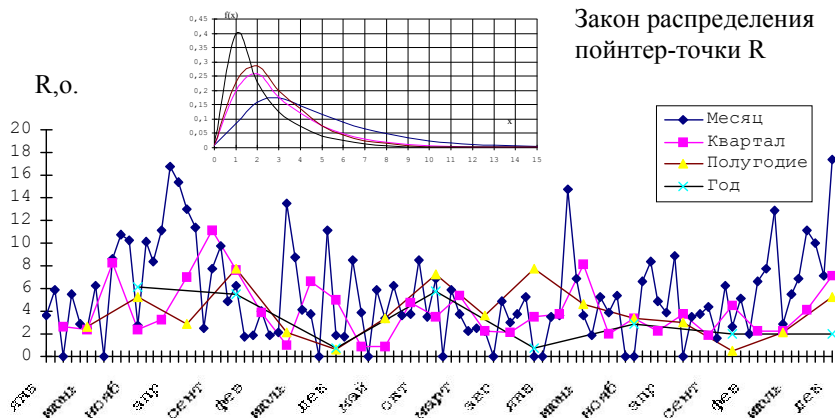


Рис.4. Динамика поинтер-точки N-распределения выделенного техно-

$m_x(t) = m_x = const, D_x(t) = D_x = const$ и корреляционный момент не зависит от того, где именно на оси от взят участок $\tau=t-t'$, а зависит только от длины этого участка. Тогда корреляционная функция стационарного случайного процесса есть функция не двух, а одного аргумента: $K_x(t, t') = k_x(\tau)$ и $\rho_x(\tau) = \frac{k_x(\tau)}{D_x}$, где $\rho_x(\tau)$ - есть нормированная

корреляционная функция или коэффициент корреляции между сечениями случайной функции, разделенными интервалами τ во времени, $\rho_x(0) = 1$.

Исследование $\alpha(t)$, $R(t)$ показало их эргодичность: для одной реализации вдоль оси абсцисс (во времени) получается приближенное значение математического ожидания; при осреднении квадратов отклонений - приближенное значение дисперсии. При исследовании динамики случайных величин $\alpha(t)$, $R(t)$ доказано, что видовые распределения электрооборудования предприятий принадлежат к классу стационарных, эргодических процессов [35].

Полученные результаты позволили сформулировать методологию моделирования поверхности Н-распределения, которая заключается в следующем.

Динамика Н-распределения в целом (ценологическое описание системных свойств множества изделий или процессов), названная динамикой первого рода, формализуется моделированием основных параметров Н-распределения во времени и переходом к некоторой поверхности:

$$\Omega(x, t) = \frac{W_0(t)}{x^{1+\alpha(t)}} = \left(\frac{R(t)}{\mathcal{X}} \right)^{1+\alpha(t)}, \quad (5)$$

или в ранговой форме:

$$\Lambda(r, t) = \frac{A(t)}{r^{\beta(t)}}. \quad (6)$$

Центрированные по методу наименьших квадратов линейным трендом временные ряды основных параметров Н-распределения $\alpha^0(t)$ и $R^0(t)$ относятся к классу стационарных случайных функций. Осцилляции относительно трендов во всех рядах являются случайной величиной, распределенной по нормальному закону. Корреляционные функции $\alpha^0(t)$, $R^0(t)$, $i_s^0(t)$ соответствуют процессу Юла [47] (незатухающая периодическая корреллограмма), и в них присутствуют явно выраженная периодическая составляющая, представимая рядом Фурье. Состав гармоник определяется спектральной плотностью и фактической погрешностью прогноза. Модель случайного процесса $Y(t)$, использующая дискретное преобразование Фурье названа Ф-моделью и в общем виде выглядит следующим образом:

$$y(t) = A + Bt + A_0/2 + \sum_{n=1}^m (C_n \cos kt + D_n \sin kt), \quad (7)$$

где $y(t)$ - функция $\alpha(t)$ или $R(t)$; A, B - параметры линейного тренда; A_0, C_n, D_n - коэффициенты m гармоник ряда Фурье; t - временной параметр с соответствующим шагом Δt . Критерием оценки адекватности модели исходному ряду является критерий Дарбина-Уотсона, основанный на статистике остатков. Подстановкой соответствующих предикторов (7) в (5) получается формализация динамики Н-распределения первого рода в виде гиперболической поверхности. Модель применима при средне- и

долгосрочном прогнозе: имеющийся ряд, разложенный на компоненты, экстраполируется вперед и собирается сложением для формирования прогноза.

Спектр N -распределения, полученный на основе динамики первого рода, позволяет определить на перспективу количественную сторону процесса - объёмы партий видов и пропорции между ними, соотношение во времени количества редко- и часто встречающихся изделий, крупных и мелких по потреблению ресурсов объектов отрасли или региона. Решаемые при этом задачи: определение уровня централизации системы электроремонтных и электромонтажных работ на предприятии, в регионе и в целом по отрасли, соотношение централизованной и децентрализованной выработки электроэнергии, распределении электропотребления между производствами, цехами (агрегатами, сооружениями) одного предприятия.

Таким образом, динамика N -распределений описывается поверхностью с основными параметрами α , W_0 , R , t , которая является динамикой N -распределений 1-го рода.

2.2. Динамика N -распределения второго рода (структурно-топологическая динамика)

Динамика объясняется непрерывным воздействием на структуру множества факторов как внутренних, так и внешних, которые порождают, умножают или уменьшают количество особей любого из видов ценоза. Внутривидовой и межвидовой отбор определяет вектор развития ценоза, определяет динамику структуры, обеспечивая ее устойчивость.

Констатируя устойчивость формы N -распределения, описывающего структуру в целом, невозможно получить информацию о том, какие конкретно виды изделий, объекты, процессы в будущем периоде встретятся и сколькими особями будет представлен каждый вид. Для решения этой задачи необходимо переходить к анализу динамики численности конкретных видов в рамках N -распределения, то есть к анализу структурно-топологической динамики N -распределения, названной динамикой второго рода, когда исследуются траектории движения каждой точки по поверхности N -распределения. Динамическая картина второго рода в качестве примера приведена на рисунке 2, где изображены траектории движения лишь некоторых видов по поверхности N -распределения.

Для решения проблемы исследования законов распределения численностей каст флуктуации численности видового состава каст одной временной структуры ценозов (например, год, полугодие, квартал, месяц) определяется вероятность $P[W(i); k(i); t]$ того, что в момент времени t в касте $k(i)$ содержится $W(i)$ видов. Случайная величина $W(i)$ - сумма видов электрических машин, встретившихся одинаковое число раз. Обработанная аналогично исследованию случайных величин α и R^* , совокупность данных $W(i)$ показала, что закон распределения $W(i)$, где $i \in [1; N_0]$, при $i=1$ - $f_1(W_0)$ логнормальный, при $i \in [2; K]$ плотность распределения $W(i)$. В случае $i \in [K; N_0]$ закон распределения $W(i)$ $P_w(i)$ одномодален и близок к закону Пуассона. При переходе от однородных каст к неоднородным вероятностная функция переключается от одномодалой формы с резким пиком к более плоскому распределению. Это объясняется свойством структуры ценоза уменьшать энтропию каст в направлении увеличения разнообразия их видового состава, что является следствием действия закона инфор-

мационного отбора. Тем самым математически формализованы интуитивные представления, что наиболее "открыта" для случайных внешних воздействий ноева каста. Способность реагировать на изменчивость внешней среды уменьшается в направлении от $W(i=1)$ к $W(N_0)$. Ноева каста - это, как бы, дверь в ценоз, через которую приходят особи новых видов изделий, которые вначале единичны в структуре, и уходят устаревшие (неприжившиеся) виды (рис. 5).

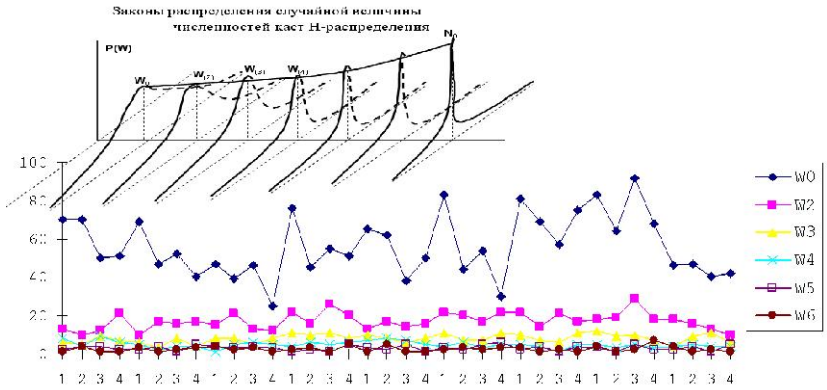


Рис. 5. Динамика численностей видов электрических двигателей по кастам N-распределения техноценоза.

Наличие в законе распределения случайной величины W_i трех составляющих: логнормального - для W_0 , нормального - для W_i , где $i \in [2; R]$ и одномодального - для W_i при $i \in [R; N_0]$, указывает на структурную и функциональную сложность техноценоза как системы. Гауссовость всех характеристик дает теоретическую основу исследования структурно-топологической динамики: изменение разнообразия во времени ограничено поверхностью N-распределения.

Структурное описание ценозов N-распределением в динамике имеет особенности. При сохранении формы кривой N-распределения во времени состав каст изменяется, что является следствием равномерного перераспределения особей-представителей видов по структуре при развитии системы. Изменение численности особей любого из видов электрических машин при эксплуатации и ремонте не меняет форму N-распределения, устойчивость которой сохраняется в результате компенсации провалов и всплесков особей "размножающихся" или "вымирающих" видов.

Для оценки согласованности изменения количества особей разных видов применяется коэффициент конкордации (согласованности). Вначале следует упорядочить (ранжировать) данные объекты, располагая их в соответствии с некоторым признаком (количественным) и присваивая каждому объекту порядковый номер от 1 до n, который называется рангом. Для динамических рядов ранг присваивает временной шаг. Ранг 1 присваивается наиболее важному (крупному) объекту, ранг 2 - следующему и т.д. Поскольку видовое N-распределение можно развернуть в ранговое (в каждом временном интервале), то в основу статистической меры согласованности может быть положена средняя сумма рангов одного распределения и отклонения от нее.

Если имеется n -видов электрических машин и m - количество ранговых распределений в каждом временном интервале (месяц, квартал, полугодие, год), то сумма рангов для одного распределения равна $n(n+1)/2$ (как сумма n -членов натурального ряда), а общая сумма рангов составит $mn(n+1)/2$. Следовательно, сумма рангов, приписываемых одному из n -видов, в среднем равна $m(n+1)/2$. В случае, если все ряды рангов совпадают (полное согласованное изменение численности видов), то, обозначив через D отклонения сумм оценок от их средней, величина этого отклонения для вида, получившего ранг 1, будет определяться как $m - m(n+1)/2 = -1/2[m(n-1)]$, для вида с рангом 2: $2m - m(n+1)/2 = -(n-3)/2m$. В рассмотренном случае сумма квадратов отклонений будет максимальна: $1/12[m^2(n^3-n)]$. Эта величина взята за основу формулы коэффициента конкордации [17, 43], имеющей вид:

$$\Psi = 12 \sum D^2 / m^2 (n^3 - n) . \quad (8)$$

Если ранги во времени не изменяются (число особей каждого вида не изменяется), то $\Psi=1$. Если же на всем множестве ранговых распределений нет даже двух распределений с одинаковыми рангами, то сумма квадратов отклонений меньше чем $m(n^3 - n)/12$ и коэффициент приближается к $\Psi=0$. Наименьшее возможное значение равно нулю. Значения $\Psi > 0,5$ значимы.

На основе статистики по электрическим двигателям за 266 месяцев определены коэффициенты конкордации для выборок с интервалом месяц, квартал, полугодие, год, которые составили: месяц - 0,60, квартал - 0,80, полугодие - 0,75, год - 0,70. Таким образом, определена высокая степень согласованности межвидовых связей электрооборудования на поверхности Н-распределения во времени, что доказывает устойчивость структуры и ее независимость от субъективных факторов. Обнаруженное явление согласованности есть доказательство устойчивости поверхности Н-распределения, взаимосвязи на системном уровне тенденций развития объектов одного ценоза, что обуславливается административными, территориальными, техническими и другими факторами.

Исследования временных рядов показали, что уравнения траекторий движения отдельных видов по Н-поверхности различны, но их тенденции согласованы. Любое изменение в структуре электрических машин (ввод новой техники или технологии, реконструкция основного и вспомогательного оборудования и т.д.) приводит к перераспределению видов электрических машин по поверхности Н-распределения, что и находит математическое подтверждение в изменениях основных показателей Н-распределения. Например, новый вид электрооборудования, поступивший в эксплуатацию не может сразу занять всю экологическую нишу, для которой он проектировался, и в структуре ценоза увеличивается доля редких видов. Но этот же эффект происходит часто в следствии производственных потребностей, например, если до настоящего времени находятся в эксплуатации виды электрических машин, давно снятые с производства (выпуск 30-х годов), единичные, двигатели большой мощности и иностранного производства. С другой стороны, доля часто встречающихся электродвигателей тоже изменяется. Причем видовой состав саранчовых каст более инертен и, следовательно, менее поддается измерениям как количественно так и качественно.

На основе баланса процессов, приводящих ценоз к определенному состоянию $\Omega(x)$, и процессов, уводящих систему из этого состояния, при $\alpha \in [\alpha_1, \alpha_2]$, можно

записать в каждый момент: $dP/dt\{\text{Pr ob}[\Omega(x);t]\} = R_+(\Omega(x)) - R_-(\Omega(x))$, где $R_+(\Omega(x))$ - член, соответствующий переходам в состояние $\Omega(x)$ в единицу времени, $R_-(\Omega(x))$ - уходам из состояния $\Omega(x)$ по аналогии с [14].

Уравнение баланса удобнее записывать в явном виде. В нем скорость перехода $R_-(\Omega(x))$ представлена в виде произведения вероятности перехода в единицу времени из состояния $\Omega'(x)$ в состояние $\Omega(x)$ и вероятности найти систему в состоянии $\Omega'(x)$ в момент времени t , причем это произведение суммируется по всем состояниям $\Omega'(x)$, из которых можно перейти в $\Omega(x)$ за счет одного из элементарных динамических процессов (шага), происходящих в системе. Аналогично величина $R_+(\Omega(x))$ представляет собой просуммированное по всем возможным состояниям $\Omega'(x)$, достижимым из состояния $\Omega(x)$, произведение вероятности нахождения в состоянии $\Omega(x)$ в момент времени t и вероятности перехода в единицу времени из состояния $\Omega(x)$ в состояние $\Omega'(x)$. Это соотношение баланса можно записать в виде:

$dP(\Omega,t)/dt = \sum [\mathcal{A}(\Omega|\Omega')P(\Omega';t) - \mathcal{A}(\Omega'|\Omega)P(\Omega;t)]$, где вероятность перехода в единицу времени $\mathcal{A}(\Omega|\Omega')$ представляет собой неотрицательную величину для любых $\Omega' = \Omega$ и считается независимой от времени (стационарный марковский процесс) [36].

Для структуры любого ценоза характерно огромное число взаимодействующих объектов-особей. Так как ценозы искусственного происхождения принадлежат к классу диссипативных систем, то наличие асимптотической устойчивости подразумевает возможность притягивающего хаоса [28]. Иными словами, появление хаоса в таких системах будет закономерно, причем он должен определенным образом проявляться в наблюдаемом поведении системы (Ω или Ω'). При этом важно согласованное поведение элементов, в результате чего и возникает порядок в хаосе и возможность эффективного функционирования системы. Процессы появления и исчезновения особей, образующих новый вид, так и особей, пополняющих численность уже существующего вида ценоза нами предложено описывать с помощью балансового уравнения. Это явления, полностью характеризующиеся набором целых чисел $\{U\}$, которые могут оставаться неизменными, либо изменяться на единицу. Рассматривая данные процессы на примере статистики можно записать: $V(U|U') = \sum V_n(U|U - i_n)\delta_{u,u-i_n}; j = 0; \pm 1 \dots$ где $V(U|U')$ - скорость появления нового вида в исследуемом ценозе, n - число исследуемых реализаций N -распределения, i_n - число особей, поступающих ($i_n > 0$) или исчезающих (снятие эксплуатации) ($i_n < 0$) в данном процессе. Скорости появления и ухода особи (соответственно v и μ) определяются следующим образом:

$v_n = \sum V_n(U|U-1); \mu_n = \sum V_n(U|U+1)$. С учетом чего основные уравнения,

описывающие процессы появления-исчезновения вида для ценоза выглядят следующим образом:

$$\frac{dP(U,t)}{dt} = v_{n-1}P(U-1,t) + \mu_{n+1}P(U+1,t) - (v_n + \mu_n)P(U,t). \quad (9)$$

Физический смысл уравнений баланса структуры N -распределения для техноценоза: сколько бы электрических машин не поступало в эксплуатацию и не списывалось - форма кривой N -распределения не изменится; она может лишь колебаться в пределах вероятностной границы коэффициента видового разнообразия α . Уравнение является основой теории устойчивости и оптимизации структуры ценозов.

Таким образом: 1) доказана высокая степень согласованности межвидовых связей численностей видов на поверхности Н-распределения во времени, что подтверждает устойчивость структуры и ее независимость от субъективных факторов; 2) выведено уравнение баланса структурно-топологической динамики электрооборудования, которое является доказательством устойчивости поверхности видовых Н-распределений в целом на системном уровне. Форма статической кривой Н-распределения может колебаться в пределах вероятностной границы коэффициента видового разнообразия. Выведенное на основании синергетического (ценологического) эффекта согласованности уравнение баланса структуры электрооборудования имеет физический (инженерный) смысл.

Анализ всех траекторий движения видов электрических двигателей, эксплуатируемых ПО "Абаканвагонмаш" 1984-1995 гг. с проверкой 1996-1998 гг. по поверхности Н-распределения как случайных процессов, аналогичен анализу случайных функций основных параметров Н-распределения. Исследования показали, что характер изменения функций встречаемости отдельных видов электрических машин во времени $W_i(t)$ аналогичен случайным процессам $\alpha(t)$, $R(t)$. Разница заключается в различной вероятности появления видов на интервале t . Вероятность максимальна для вида самой многочисленной (саранчовой) касты - N_0 и уменьшается для видов с численностью, приближающейся к касте уникальных видов (ноевой) - W_0 , для которой эта вероятность минимальна. Этот факт накладывает дополнительное ограничение на условие выполнения стационарности процессов, а именно: необходимость увеличения временного шага отсчета при приближении к кастам редких видов. Цикличность колебаний относительно линейных трендов также различна для разных видов и зависит от временного шага.

Методология моделирования структурно-топологической динамики заключается в синтезе Н-распределения. В общем виде траектории движения всех S видов по поверхности Н-распределения можно описывать, например, системой Ф-моделей, на основе которой и строить прогнозные модели:

$$\begin{cases} i_1 = A_1 + B_1 t + \frac{A_{01}}{2} + \sum_{n=1}^m (C_{k1} \cos kt + D_{k1} \sin kt), \\ i_2 = A_2 + B_2 t + \frac{A_{02}}{2} + \sum_{n=1}^m (C_{k2} \cos kt + D_{k2} \sin kt), \\ \dots \\ i_s = A_s + B_s t + \frac{A_{0s}}{2} + \sum_{n=1}^m (C_{ks} \cos kt + D_{ks} \sin kt). \end{cases} \quad (10)$$

где i_1, i_2, \dots, i_s - число электродвигателей (особей) S -го вида; A, B, C, D - коэффициенты.

Установлено, что для рассматриваемой длины исходного ряда существует доля непрогнозируемых видов, которая составляет 30-40% общего числа видов (ноевы касты Н-распределения) или около 10% всех особей-изделий. При увеличении длины ряда эта доля медленно уменьшается. Прогнозирование численностей видов изделий на основе системы Ф-моделей позволяет получить качественную информацию (перечень конкретных видов изделий) и определить количественные характеристики видового распределения (не только параметры, но число особей данного вида и периодичность появления особи данного вида, например, в системе технического обслуживания и ремонта). Теоретически это есть процедура синтеза видовой структуры Н-распределения, которая состоит из двух операций: 1) прогноз численности отдельных видов изделий по системе Ф-моделей (либо более подходящей); 2) построение по прогнозным значениям видового распределения. Шаг появления и, соответственно, прогнозирования

видов изделий разных каст различен, но длина предыстории по количеству точек при разных шагах у всего Н-распределения может быть одинакова.

Если предположить, что уравнения, описывающие динамику видов (или их тренды) на поверхности Н-распределения линейны, то могут быть определены углы наклона к оси абсцисс (времени). Тогда, в качестве обобщенной количественной оценки качественных процессов, происходящих внутри структуры, можно ввести понятие обобщенного угла:

$$\varphi^0 = \sum_{i=1}^r \varphi_i, \quad (11)$$

как суммы всех углов наклона уравнений к временной оси.

Динамический критерий структурно-топологической устойчивости формулируется следующим образом: если обобщенный угол наклона траекторий движения видов по ранговой или видовой поверхности (Н-распределению) к временной оси в фиксированный момент времени (исключая случаи бифуркаций, когда ценологическая диссипативная система проходит через неустойчивость) равен нулю или установленной константе, то структура ценоза в данный момент времени устойчива и Н-оптимальна, если при этом характеристический показатель находится в пределах от нуля до единицы. Важное значение в качественной оценке структурно-топологической динамики имеет величина соотношения суммарных углов, имеющих положительный и отрицательный знаки. В практическом плане частные значения углов отражают оценку некоторого индекса жизнеспособности, полученного на основе макроиндикаторов [27] или по критерию видовой надежности (индекс видовой живучести структуры множества электрооборудования) [35]. В теоретическом плане введение динамического критерия структурно-топологической устойчивости позволяет решить проблему статистической проверки гипотезы соответствия Н-распределению выборки одной генеральной совокупности: наибольшее совпадение выборочных обобщенных углов наклона траекторий (отклонений от нулевых значений) говорит о близости Н-распределений одной генеральной совокупности.

2.3. Постулаты динамики Н-распределений

Исследования закона распределения Н-распределений и законов распределения основных параметров Н-распределения позволяют сформулировать три постулата динамики, которые отражают объективные свойства структуры техноценоза.

Д-1. Устойчивость структуры ценоза во времени проявляется гиперболической поверхностью Н-распределения, закон изменения которой в пределах характеристического показателя определяет параметры эволюции каст и не определяет параметры эволюции видов и особей ценоза.

Д-2. Для эволюции структуры ценоза существует баланс сменяемости видов по кастам, отражающийся структурно-топологической динамикой разнонаправленного движения видов по поверхности Н-распределения, которая в свою очередь, синтезирует характеристики эволюции особей по повторяемости видов.

Д-3. Движущей силой эволюции структуры мегаценоза (как системы техноценозов), описываемой фрактально внутренней и внешней структурно-топологической динамикой, является внутри- и межвидовой отбор, делящий информационный отбор на две составляющие, идентичные понятиям ведущего и стабилизирующего отбора.

Третий постулат является концептуальной основой смены поколений видов электрооборудования на промышленных предприятиях, эффективности проектирования, эксплуатации, технического перевооружения, стратегии электрики организаций и электроэнергетики региона, учитывающей нужды потребителей и производителей электроэнергии. Замена понятия мегаценоза бизнесценозом (как системы особой-техноценозов) [34] дает методологию ценологической экономики, дополняющей эволюционную экономику Й. Шумпетера. Что касается информационного отбора, то его основы заложены в [19], развиты в [18].

Динамика H -распределения первого рода и структурно-топологическая динамика позволяют упорядочить применение существующих методов прогнозирования к структуре ценозов, дают дополнительный - системный способ верификации прогноза и, главное, позволяют учесть ценологическое влияние на процессы, происходящие в отдельных особях и популяциях.

Изложенные теоретические основы динамики структуры ценозов позволяют опираться на них осуществлять разработку объективных моделей для описания, исследования динамики структуры.

3. История моделирования

3.1. Описательные модели статистики – первый этап

Первые предложения моделирования H -распределениями простых чисел относятся к 1974 году и заключаются в попытке описания распределением простых чисел (1) и (2) статических H -распределений теплофикационных котлов городов: Кемерово, Анжеро-Судженск, Ленинск-Кузнецк, Топки (см. статью Авиловой настоящего сборника). Для H -распределения котлов выбиралось из ряда $N!$ статическое распределение простых чисел с соответствующим количеством котлов, то есть при $U = \text{const}$. Для данных H -распределений количество одинаковых котлов и количество двоек существенно не совпало. Саранчи, то есть двоек оказалось значительно больше, чем одинаковых саранчевых котлов в обследовании.

В дальнейшем на многочисленном другом статистическом материале из различных областей знаний повторялось одно и то же: при совпадении ноевой касты редких видов и характеристического показателя (который определяется, в основном, неоднородными кастами) происходит существенное несовпадение саранчевой касты. Двойки из канонического H -распределения простых чисел объективно не описывают имеющих более 1000 выборочных обследований техноценозов (содержащих более 2,5 млн. изделий), а также статистику из других областей знаний.

3.2. Модели статистики H -распределения простых чисел – второй этап

Характерна, в этой связи, предложенная [22, 23] классификация двух аномальных состояний: 1) увеличение эффекта концентрации – слишком многочисленная саранчевая каста и 2) увеличение эффекта рассеяния – слишком велика ноева каста. Предложенными моделями с аномальными состояниями (Фрагмент депонированной статьи с данными моделями приведен в настоящем сборнике), по сути, открывается второй этап уже не описательный, но модельный в применении канонического H -распределения простых чисел к ценологическим исследованиям.

Анализ множества эксплуатируемого электрооборудования предприятий Саянского территориально-производственного комплекса [35] выявил существование H -распределений эксплуатируемых электрических двигателей с ярко выраженным эффектом концентрации. Проявление эффекта связано с наличием оборудования иностранных фирм, в совокупности которых очень мало видов, представленных одной особью. Фактически это единственный случай хорошего совпадения с генератором канонического H -распределения по исследуемым техноценозам. Эффект рассеяния присущ, в основном, выборкам ремонтируемого электрооборудования. Так, на Новосибирском металлургическом заводе среди ремонтируемых электрических двигателей из 201 распределения 24 оказались аномальными. По одному разу встречается 50-60 % видов. Это самый неэкономичный случай для электроремонтного производства. Индивидуальность установленного и ремонтируемого электрооборудования резко снижает производительность труда и повышает затраты на ремонт и обслуживание.

Таким образом, введением классификации аномальных состояний осуществлена попытка использования в практике моделирования H -распределений канонического простых чисел, в частности, для решения задач сравнения структур ценозов.

3.3. Канонические модели растущего ценологического объема – третий этап

Попытки моделирования динамики начались с предложения [24] рассматривать ряд при $N \rightarrow \infty$ - см. четвертый столбец обобщенной таблицы (статья Кудрин Б.И., Якимов А.Е., Фуфаев В.В. в настоящем сборнике) как динамический. Но ущербность динамической модели растущего ценологического объема подтверждает [42, стр 70]. Неограниченного роста численностей популяций ценозов не существует. «...свободного размножения нет даже у растений и микробов». Данный, третий этап можно рассматривать как осмысление необходимости перехода к динамическому моделированию. Но хотя авторы достигнув в моделировании статики больших высот и называли это динамикой, но на самом деле это не динамика, а некоторый ряд статических распределений упорядоченный по росту параметров объема моделируемой совокупности. При $N \rightarrow \infty$ здесь и $U \rightarrow \infty$. В этой связи данные модели не получили своего развития.

Некоторым итоговым завершением данного этапа моделирования явилось обобщение [20], в котором приведен окончательный канонизированный облик модели в графическом виде обобщающими формулами расчета основных характеристик. Канонизированная форма, которая представляет значительный интерес аналогично изучаемым предельным теоремам теории вероятностей, но не может объективно описывать динамические процессы, происходящие в структуре ценозов.

3.4. Канонические модели с гибелью видов – четвертый этап

Настоящий этап начинается с применения к каноническому распределению H -распределений структурно-топологической динамики, введенной Фуфаевым В.В. в 1989 г. (см. раздел 2 настоящей статьи) и публикацией [37], явившейся результатом исследования бегущего ряда по ряду (1) при увеличении N , где впервые «разработан алгоритм имитационной канонической модели структурно-топологической динамики H -распределения простых чисел при постоянном объеме выборки, учитывающий наложение на ряд простых чисел процесса гибели».

В 1991 г. профессором Б.И. Кудриным была поставлена задача перед Исаевым А.С. в [18]: «п. 24. Эволюция моделируется исключением вида из ряда сомножителей $N!$ и отсечением некоторого количества чисел начала натурального ряда» (см. в настоящем сборнике фрагмент книги), который успешно ее решил в [16] (статья приведена в настоящем сборнике).

Критикуя в [16] статичность существующей канонической модели, «отсутствие учета отмирания определенных видов, отсутствие отражения в модели борьбы видов за ресурс и действие закона информационного отбора», автором для адекватного описания реальных распределений предлагается «замена модели совокупностью моделей с отсутствием одного или нескольких видов (введена величина \mathcal{DS} - количество неучитываемых первых по порядку видов) с последующим выбором по определенному критерию модели, наиболее адекватной объекту». То есть вместо постепенного отмирания – одномоментное исключение сразу целого вида. Предлагаемая автором «в качестве критерия устойчивость 40-60 % «ноева» каста (5-10% всех особей ценоза) и принадлежность 40-60% особей к «Саранчевым» кастам, что соответствует 5-10% всех видов ценоза, которая сохраняется для преобразованной модели, начиная с $\mathcal{DS}=5$ » - есть подгонка модели к некоторому единственному наиболее «совпадающему» состоянию, да и не вполне точному по определению критерия устойчивости. Под распределение, взятое как отдельная реализация, то есть в статике, подбирается подходящее статичное же распределение.

При отсечении видов только «саранчевых» каст, как отмечает автор [16], «форма распределения и динамика коэффициентов, характеризующих видовое разнообразие системы, сохраняется». Для видового распределения это означает односторонние изменения – только в составе частовстречающихся видов. По нашему мнению частовстречающиеся виды в динамике развития ценоза могут постепенно вымирать, оказываясь в спектре редких – «ноевых» каст и, тем самым, внося изменения и в эту часть распределения, как впрочем и размножающиеся виды. Если говорить о статике, то можно сделать допущение, что они взаимокompенсируются, но динамика должна рассматривать все процессы.

«Стремление к сильной степени стабильности структуры в статике», что фактически и получается, вовсе не свидетельствует о надежном применении модели при составлении прогнозных моделей. Получается: вначале моделью застabilизировали ранговый коэффициент, а затем фактически константу прогнозируем. Автором отмечено, что «реальные статистические данные предприятий, находящиеся в состоянии остановки или спада, распределению по модели не соответствуют». Добавим, что в состоянии строительства и роста тоже. То есть динамические объекты структуры технoценозов моделью с отсечением описывать нельзя – они не являются моделью динамики, а по-прежнему представляют собой усеченное каноническое статичное распределение. Главным регулятором подбора моделирования у автора [16] является ступенчатое одномоментное отсечение некоторого числа видов, чего в природе – биологической, технической и других ценозов не бывает (разве что случай катастрофы).

Алгоритм (теоретически разработанный в [37] и исключающий недостатки [16]), в котором модели динамики N -распределения простых чисел включают процессы постепенного старения и гибели видов, к настоящему времени окончательно реализован и оформлен в виде программного комплекса имитационной модели, изложению основных положений которого и посвящена настоящая статья.

4. Исследование процессов рождения и размножения простых чисел

Для построения более адекватной модели динамики N -распределения на основе временных рядов простых чисел (1) и теоретических основ динамики N -распределений проведены исследования процессов рождения и размножения в генераторе N -распределений простых чисел при росте N в $N!$ при $N \rightarrow \infty$. На ЭВМ реализовано пошаговое построение видового N -распределения при каждом шаге $\Delta N=1$. В результате объективный природный генератор рождения, размножения простых чисел формирует N -распределение (например, табл. 2).

Особый интерес представляет в механизме генерации временных рядов простых чисел (1) в последовательности $N!$ параметр N – число членов натурального ряда, из которого генерируется видовое распределение. Параметр N представляет собой временной параметр генерации рядов простых чисел – ценологическое время. Увеличиваясь этот параметр увязывает число новых (родившихся) простых чисел и количество размножающихся уже существующих видов во времени и, по сути, является видовым временем жизни популяций. В исходном генераторе рядов (1) отсутствует составляющая – процесс старения и гибели видов простых чисел и поэтому все популяции ценоза простых чисел существуют с бесконечным видовым временем жизни. По сути это бесконечный ряд статических N -распределений с растущим объемом выборки $U \rightarrow \infty$.

Проведен анализ процесса рождения в генераторе N -распределения простых чисел в ряду $N!$ при $N \rightarrow \infty$ (исследован ряд до $N=6000$). Закономерность рождения новых простых чисел изображена на рисунке 6. Результаты анализа показали, что с увеличением N количество вновь появляющихся видов стремится к некоторой постоянной величине, ориентировочно равной 12 на каждые 100 N . При этом генерация носит колебательный характер. Нарастающим итогом исследован ряд до $N_2=6000$. На каждые 100 N процесс появления новых простых чисел приведен на рисунке 7. В результате анализа установлено, что закономерность рождаемости новых видов при ценологическом времени $N \rightarrow \infty$ относится к классу стационарных случайных функций. Осцилляции относительно тренда являются случайной величиной, распределенной по нормальному закону распределения.

Далее проведен анализ процесса размножения популяций в генераторе простых чисел. С помощью специально разработанной программы на ЭВМ проведен анализ процесса увеличения численности популяций всех видов простых чисел при $N \rightarrow \infty$. Установлено, что это стационарные процессы с нормально распределенными осцилляциями относительно трендов (рис. 8). Тренды описываются линейными уравнениями типа $y=bx$, значения параметра, которого приведены в таблице 3.

Таблица 3

Вид	2	3	5	7	11	13
Параметр b	1,00	0,50	0,25	0,17	0,10	0,08

Аналогичные закономерности приводятся при исследованиях закономерностей появления новых видов техники [44], при исследованиях кривых роста популяций в биологии [10], при анализе бизнесценозов [34]. Аналогия закономерностей в различных областях (природе, технике, экономике и др.) с характером процессов во временных рядах простых чисел говорит о фундаментальности и адекватности выбранного генератора N -распределения простых чисел.

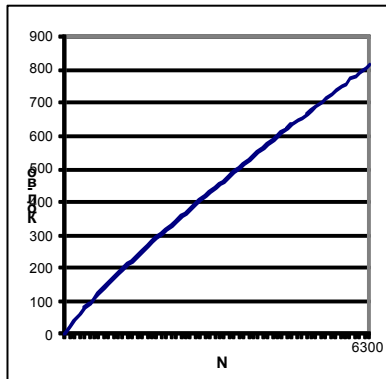
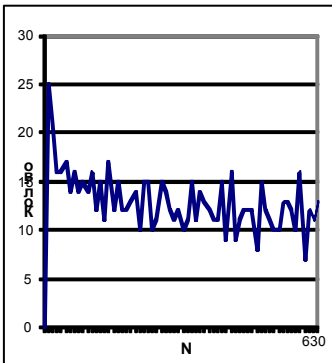


Рис. 6. Зависимость количества рождения новых простых чисел на каждые $\Delta N=100$ в функции ценологического времени N .

Рис. 7. Зависимость количества рождения новых видов простых чисел на каждые $\Delta N=100$ нарастающим итогом в функции ценологического времени N .

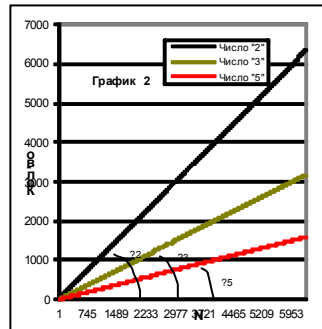
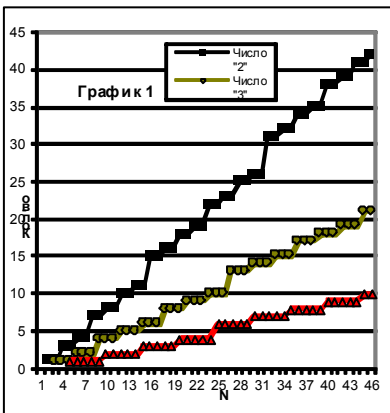


Рис 8. Законмерность роста (нарастающим итогом) количества особей видов простых чисел в функции ценологического времени N . (График 1 – интервал до $N=50$. График 2 – интервал до $N=6300$)

Соответствующие скорости размножения видов простых чисел в виде угла φ (10) приведены на рисунке 9 при анализе до 3000-го простого числа на временной оси $N!$

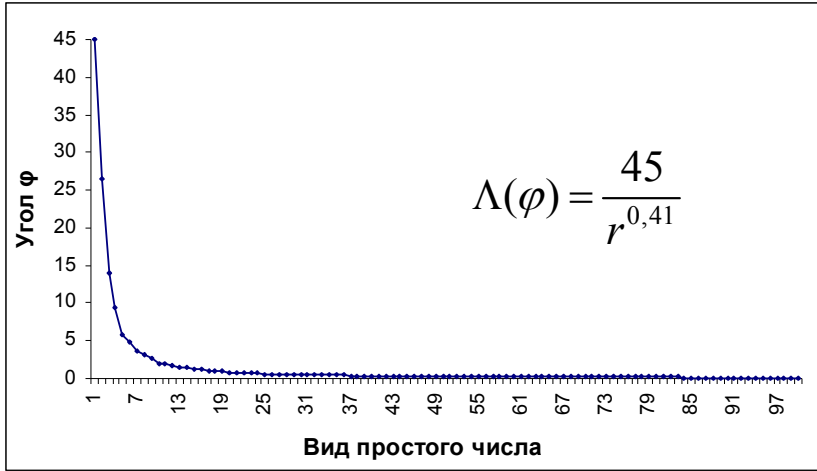


Рис. 9. Ранговое распределение значений угла φ для видов простых чисел p^m

Установлено, что при увеличении ценологического времени N (исследован диапазон до $N=6000$) появление числа новых видов при $N \rightarrow \infty$ является невозрастающей колебательной функцией, в то время как размножение количества особей всех уже появившихся видов, по отдельности и в целом, неограниченно возрастает, причем каждый вид со своей скоростью взаимовязанной с соседними видами. То есть при $N \rightarrow \infty$ $U_i \rightarrow \infty$ и $\sum U_i \rightarrow \infty$.

Из этого результата вытекает гипотеза, что для построения модели динамики структуры во времени генератор простых чисел задает объективный природный процесс появления видов, образующих каноническое H -распределение, а регулировать необходимо процессом уменьшения (старения и гибели) особей на уже заданной генератором структуре видов в динамическом ряду на $N \rightarrow \infty$.

Таким образом, генератор H -распределений простых чисел при $U \rightarrow \infty$ генерирует H -распределение в пределе с характеристическим показателем $\alpha \rightarrow 0$. Постоянство рождения числа новых видов простых чисел, гиперболическая зависимость падения скоростей размножения особей, дающая $\varphi = \text{const}$ при росте порядкового номера простого числа в ряду $N \rightarrow \infty$, а также предполагаемый факт ограничения роста U генерирует H -распределение простых чисел в пределе с характеристическим показателем $\alpha \rightarrow 1$. То есть наложение на генератор H -распределений простых чисел процесса ограничения размножения уже появившихся в бегущем ряду по $N!$ позволит охватить моделью весь диапазон $0 < \alpha < 1$.

Равномерная плотность рождения новых простых чисел при падении и стабилизации скорости размножения при $N \rightarrow \infty$ в случае отсечения (по Исаеву) первых простых чисел как видов H -распределение просто исчезает, превращаясь в равномерное по видам распределение особей.

5. Закономерности старения и гибели популяций в ценозах

Для того, чтобы правильно включить в модель динамики процессы сокращения видов проведены исследования процессов старения и гибели популяций в ценозах.

В разделе экоценозов [2,10] при описании кривых роста популяций выделяются два основных типа. Первый Сигмоидная (S-образная) кривая, например, (рис. 10):



Рис. 10. Кривая роста дрожжей в культуре

Происходит рост численности популяции, достигая K-уровня (существуют варианты достижения). Как раз этот тип, по сути, и заложен в первые модели динамики Н-распределений простых чисел Якимова. Отсечение же видов по Исаеву — это уменьшение количества таких кривых в общей совокупности таких зависимостей в ценозе.

Второй тип J-образная кривая, например, (рис. 11):



Рис. 11. Кривая роста дафний в культуре

Аналогична второму типу кривая (рис. 12):

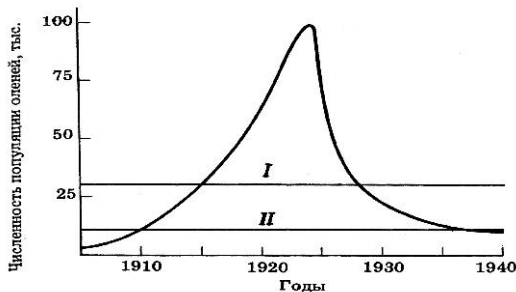


Рис.12. Изменение численности популяции оленей.

В типе J-образных кривых во всех вариантах наблюдается вначале рост численности популяции, затем он прекращается (с вариациями).

Может быть произведена оценка потенциальной скорости естественного роста популяции [2, 6, 10, 14]. Если N - число особей в популяции и t - время, то скорость изменения численности во времени dN/dt пропорциональна N , то есть $\frac{dN}{dt} = r \cdot N$, где r

- константа, врожденная скорость роста численности популяции, связанная с максимальной скоростью размножения особей данного вида; чем выше скорость размножения, тем больше значение r . Уравнение описывает J-образную кривую роста популяции, где рост не зависит от плотности. Если r положительно, численность популяции увеличивается экспоненциально; если r отрицательно, численность популяции уменьшается экспоненциально. Это отражает быстрые увеличения и уменьшения численности популяции. Размеры популяции при этом не стабилизируются.

Если в уравнение вводится поддерживающая емкость среды K , то она отражает влияние среды на снижение роста численности до определенного стационарного уровня, то есть описывает S-образную кривую роста или роста, зависящего от плотности: $\frac{dN}{dt} = r \cdot N \cdot \frac{(K - N)}{K}$. Если $N > K$, скорость роста отрицательна, если же $K > N$, скорость

роста положительна и численность популяции стремится к $K=N$, то есть приводится в соответствие с поддерживающей емкостью среды. При $K=N$ скорость роста популяции равна нулю и размеры популяции остаются постоянными.

J- и S-образные кривые - это идеальные модели роста популяции. При их рассмотрении и описании предполагается, что все организмы сходны между собой, имеют равную способность к размножению и равную вероятность погибнуть, так что скорость роста в экспоненциальной фазе зависит только от ее численности и не ограничена условиями среды, которые остаются постоянными. В зависимости от типа кривой роста численности популяции выделяют стратегию развития популяций, определяемую такими свойствами, как скорость размножения, характер передачи энергии от одного поколения другому, колебания численности относительно равновесного значения, или K-уровня, скорость изменения численности, приспособленность вида к конкретному ценозу, размеры особей, продолжительность их жизни и т.д.

Кривую выживания можно получить, если начать с некоторой популяции новорожденных особей и затем отмечать число выживших в зависимости от времени. По вертикальной оси обычно откладывают или абсолютное число выживших особей или их процент от исходной популяции. Каждому виду свойственна характерная кривая выживания. Типичные примеры которой приведены на рисунке 13, где:

А – чаще умирают наиболее старые особи, смертность увеличивается с возрастом.

Б – уровень смертности одинаков для всех возрастных групп, смертность постепенно повышается с возрастом.

В – чаще умирают молодые особи, смертность уменьшается с возрастом.

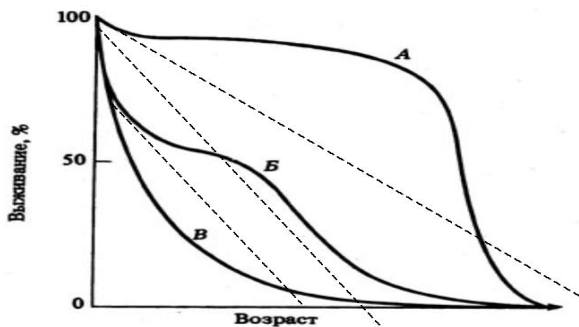


Рис. 13. Три типа кривых выживания.

Переключение с одной кривой на другую может служить параметром настройки имитационной модели для наиболее адекватного ее соответствия реальной динамике исследуемого ценоза выбранной субстанции.

Можно предположить, что возраст это есть отрезок ΔN на ценологическом измерителе времени – N в факториале $N!$

Один из основных факторов, влияющих на размеры популяции, - это процент особей, погибающих до достижения репродуктивного периода. В пределах данного вида эта величина гораздо более изменчива, чем плодовитость. Для того чтобы численность популяции оставалась постоянной, в среднем только два потомка каждой пары должны доживать до репродуктивного возраста. Это позволяет предложить в формируемую модель пропорциональность размножения и смертности.

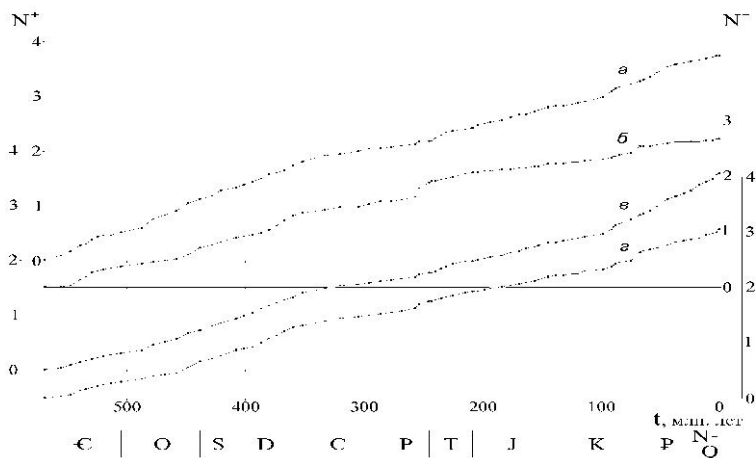


Рис. 14. Число появившихся и вымерших семейств и родов: *а, б* - семейства; *а* - появившиеся, *б* - вымершие; *в, г* - роды; *в* - появившиеся, *г* - вымершие.

На рис. 14 представлены графики $N^+(t)$, $N^-(t)$, фоновых скоростей появления и вымирания [13]. Из списка родов, использованных для построения кривых, исключены археоциаты. Прежде всего на рисунке обращает на себя внимание значительное сходство графиков появившихся и вымерших. Скорости этих процессов совпадают (оси координат графиков развернуты относительно друг друга). Оно проявляется в наличии протяженных почти прямолинейных участков, занимающих сходное положение. Так, почти прямые характеризуют появление как семейств, так и родов с начала эрегина до конца турне или вымирание в юре и раннем мелу и в других случаях, хорошо видных на графиках.

То есть, наука палеонтология полностью подтверждает структурно-топологическую динамику и устойчивость структуры ценоза на протяжении млн. лет. Аналогичные результаты приведены в [9]. Генератор N -распределения простых чисел позволяет моделировать и такие промежутки – ценологическое время $N \rightarrow \infty$. Два симметрично отображенных графика на рисунке, демонстрирующие появившиеся и вымершие виды наглядно демонстрируют одинаковые скорости разнонаправленных процессов, подтверждая и здесь высокий коэффициент конкордации и взаимосогласованность траекторий структурно-топологической динамики.

В технических системах типа техноценоз, так же существуют процессы старения особей-изделий и списания (постепенное) устаревших морально видов изделий, причем процессы эти происходят на более коротких интервалах времени, чем в биологии. Самый яркий пример - исчезновение 485-го процессора как вида и ускоряющееся исчезновение особей процессора Pentium 1. Для электрических двигателей промышленных предприятий хорошо изучен процесс формирования массива ремонтируемых электрических двигателей [35], который и является как бы умершими особями. В ценологических выборках структурно-топологическая динамика как раз и показывает эти два встречнонаправленных движения гибели и размножения, теснота взаимосвязи которых формализуется высоким коэффициентом конкордации (6) и согласованными углами φ (7).

В бизнесценозах, например, сокращается (стареют) особи некоторых видов деятельности, а также исчезли (погибли) виды деятельности – производство и ремонт патефонов, паровозов и т.д. Достаточно фундаментально процесс рождения и гибели видов в бизнесценозе исследован с 1991 г. на примере регионов России, где рождение особи-предприятия нового вида деятельности либо уже имеющегося есть факт государственной регистрации учредительных документов, а процесс гибели – факт государственной регистрации ликвидации особи-предприятия. Размножением вида (вида деятельности) является поток регистрации особей вида, а фактом старения вида – сокращение особей, занимающихся данным видом деятельности [34].

Таким образом, в ценозах различной природы реально присутствуют два разнонаправленных постепенных процесса рождения новых видов, увеличения численности существующих и противоположенный процесс старения особей и исчезновение видов. Процессы с учетом изложенных результатов анализа генератора N -распределений простых чисел, теоретических основ динамики структуры ценозов и основ популяционной ценологии заложены в основу функционирования имитационной модели динамики структуры ценозов рядами простых чисел.

6. Описание объекта моделирования

Объектом моделирования является динамика H -структуры ценозов во времени типа техноценозы [7, 18], биоценозы [10], социоценозы [3], экоценозы [2], бизнесценозы [34], для которых соблюдается условие стабильного во времени количества особей в ценозе $U = \text{const}$. Это условие присуще, как правило, любому выделенному нормально функционирующему ценозу вне стадий зарождения и взрывоподобной гибели. Для некоторых ценозов наблюдается незначительный рост (или уменьшение) числа U , что не оказывает существенного значения на фундаментальные результаты моделирования. Для некоторых ценозов можно рассматривать равнозначное условие $U_{cp} = \text{const}$, так как флуктуации соответствуют нормальному закону распределения, что следует из исследований [36]. Именно этот случай рассмотрен в модели виртуальной касты [35].

В реальных эмпирических распределениях (обследовано более 500 выборок) количество особей остается константой на протяжении длительных интервалов времени, увеличиваясь в момент «взросления» ценоза и колеблясь (либо медленно возрастаая) в сформировавшемся (согласно проекту для техноценозов) состоянии структуры популяций.

Условие $U = \text{const}$ достигается при построении модели с использованием временных рядов простых чисел в наложении на временные ряды простых чисел по (1) процесса старения и гибели: конечный ряд, множество всех простых чисел которого равно задаваемому объему выборки, скользит по факториалу переменной, стремящейся к бесконечности [37].

Существование объективной реальности в ценозах любой природы не только процессов рождения и размножения, но и старения и гибели особей, популяций, видов в целом, а также отсутствие ценозов с быстрорастущим общим количеством особей ($U \rightarrow \infty$) ставит перед однозначностью выбора объекта моделирования, который заключается в моделировании H -структуры ценоза любой природы при главном ограничении – постоянство некоторого общего количества особей (элементов, процессов, изделий, предприятий и т.д.) при изменяющемся количестве видов и их количественном соотношении, то есть $U = \text{const}$ ($U_{cp} = \text{const}$), $S = \text{var}$.

7. Имитационная модель динамики видовой структуры ценозов на основе рядов простых чисел

Весь процесс моделирования по сути заключается в наложении на естественный процесс рождения и размножения простых чисел процессов старения и гибели видов простых чисел. Регулятором модели является различные скорости старения и гибели разных видов простых чисел, последовательно появляющихся в $N!$ при $N \rightarrow \infty$ в различных вариациях, имитация которых позволяет подобрать модель наиболее адекватно описывающую динамические процессы, происходящие в структуре ценозов соответствующей природы.

N -распределение, получаемое в результате предлагаемой модели динамики уже не будет являться каноническим, которое остается базовым (аналогично нормальному закону) для сравнения двух и более неканонических N -распределений и для ориентира в степени «ухода».

Принцип построения модели заключается в следующем.

Весь процесс моделирования происходит для $N!$ по (2) на временном отрезке от 2 до N при $N \rightarrow \infty$ (то есть на «стреле ценологического времени») при главном ограничении $U = \text{const}$.

Элементарным актом (шагом) является генерация N -распределения простых чисел в каждой точке с шагом $\Delta N = 1$, начиная с N_1 (которое может задаваться из любой точки N). При задаваемом N_2 (желаемом конечном ценологическом времени моделирования) генерация производится до тех пор, пока при некотором N_y , которое должно быть меньше N_2 не произойдет выполнение условия $U = \text{const}$. В этот момент (конец первой фазы работы модели) программа вычисляет угол φ для каждого простого числа.

Далее, с момента N_y задается автоматически (программно) бегущий ряд [37] объемом $U = \text{const}$ до N_2 . Реализуется эта процедура путем наложения алгоритма постепенной (аналог старения) и взаимоуязванной между видами гибели особей простых чисел. На каждом последующем шаге реализуется динамика N -распределений (шаг динамики возможен и более, чем $N = 1$, что задается соответствующим параметром модели «Шаг» и является настроечным параметром имитации модели).

Начиная с N_y до указанного N_2 перебираются все N . На каждом шаге текущий N раскладывается на простые числа и производятся следующие операции.

Допустим при разложении N_{y+1} появилось X двоек и Y троек. Модель берет текущий угол Φ двойки (φ_2) и ищет простое число с углом Φ , ближайшим к углу Φ двойки (пока естественно это простое число – 3 (φ_3)). Затем, модель берет φ двойки и в процентном отношении убивает D_2 двоек. Это количество вычисляется по следующей формуле:

$$D_2 = X \cdot (\varphi_2 \cdot 100 / (45 + \text{speed})) \quad (12)$$

где, X – вновь появившееся количество двоек; φ_2 – текущий угол Φ двойки; Speed – параметр модели «Коэффициент скорости», которой задается в начале работы модели. Коэффициент скорости позволяет ввести задержку во времени гибели особей видов простых чисел. То есть изменить скорость отмирания не пропорционально рождению (угла φ), а на $x\%$ медленнее, то есть начальный угол φ смертности на $x\%$ больше, чем φ рождения. Так как углы φ у каждого простого числа свои, то, следовательно, $\Delta\varphi$ у двойки, скажем 10% от своего φ , у тройки $\Delta\varphi = 10\%$ от своего первоначального и т.д. Этот алгоритм позволяет «затормаживать» процесс гибели вида. Коэффициент устанавливается в пределах от 0 до 9. Чем он больше, тем медленнее убиваются особи простых чисел с течением ценологического времени.

Одновременно с (12) модель добавляет D_3 троек. Это количество вычисляется по аналогичной формуле: $D_3 = Y \cdot (\varphi_3 \cdot 100 / (45 + \text{speed}))$ где, Y – вновь появившееся количество троек; φ_3 – текущий угол Φ тройки; Speed – параметр модели «Коэффициент скорости». Аналогичная процедура для каждого последующего простого числа в массиве. Как только произойдут все перетекания, то углы φ у всех видов простых чисел пересчитываются (на каждом шаге N), так как количество особей простых чисел существующих, как бы «старых» видов изменилось. Если на определенном шаге модели в качестве $N!$ появляется новое простое число, модель, для сохранения $U = \text{const}$, убивает одну особь самого многочисленного на текущий момент простого числа.

В модели скорость гибели особей каждого последующего вида связана с постоянно меняющейся на каждом шаге N скоростью размножения предыдущего вида (по углу Φ). Таким образом модель самоорганизуется: скорость гибели регулирует угол φ . Например особи двойки сначала умирают быстро, а под конец своей жизни как

вида все медленнее. Модель работает по принципу «без обгонов», то есть двойка как вид исчезает быстрее вида тройки и т.д.

Процедура обработки массива простых чисел длится, пока текущий N не станет равным N_2 .

Результат работы модели наглядно представляется на стреле ценологического времени N . На рисунке 15 изображен период динамики с $N_1=500$ до $N_2=2000$, шаге $\Delta N=50$ и $U=\text{const}=1376$. Представлена самоорганизующаяся последовательная цепочка сокращения численности видов для достижения цели $U=\text{const}$ в динамике. Падающий ряд двоек (-2-) на рисунке при встрече с растущим пока рядом троек (-3-) меняет свой угол ϕ , а тройки прекращают размножаться и начинают отмирать. Затем аналогичная ситуация с пятерками, которые разворачиваются при встрече с тройками, но и угол ϕ двоек в этот момент опять поменялся и так далее.

Для регулирования скорости гибели особей последовательно появляющихся новых видов разработана наглядная технология огибающей с регулируемым параметром «Показатель огибающей», которая заключается в следующем. Технология огибающей есть «графический алгоритм модели гибели простых чисел»: через точки, в которых очередной вид простого числа меняет процесс размножения особей на процесс вымирания проведена линия, которая и названа P_N –огибающей (рис. 16). От параметров этой огибающей в значительной степени зависит взаимоувязанные самоорганизующиеся процессы размножения и гибели видов простых чисел (существующих и появляющихся). Именно эта огибающая регулирует углы (скорости) убывания моделью особей видов простых чисел.

Например, можно задать вариант такой: модель начинает убивать тройки не тогда когда пересекутся с двойками, а когда достигнут некоторого задаваемого значения, рассчитываемого из уравнения огибающей $y=N_0/x^{0,4}$, где N_0 – это количество двоек в статике (в первом распределении при $N_1!$); x – номер по оси N , очередная по номеру по порядку, начиная с 1, точка на оси $N!$. 0,4 – это степень. По данному уравнению рассчитываются до какого значения должно расти очередное простое число. Двойки же в этой точке изменяют угол ϕ (аналогично как было при пересечении тройки с двойкой, пятерки с тройкой и т.д.). Процедура в целом та же включая манипуляции с углом ϕ . Условие $U=\text{const}$ по прежнему должно сохраняться. Результат одного из получаемых вариантов приведен на рисунке 16. Видно, что по сравнению с предыдущим вариантом (рис. 15) существенно увеличены сроки жизни последующих (новых) видов простых чисел за счет более быстрого сокращения первых видов (старых, например двоек, троек). Визуально это проявляется в приподнятости огибающей.

Таким образом, задавая параметры огибающей в дополнение к имеющимся параметрам сможем получать динамику совокупности популяций в ценозе, у которых различные кривые выживания (рис. 13). В принципе, имитационная модель может реализовывать любые уравнения огибающей для получения наиболее адекватной модели динамики структуры ценозов. Возможны оптимизационные модели и модели с элементами управления структурой по различным критериям, аналогичные модели виртуальной касты [35].

Имитационная модель фактически реализует структурно-топологическую динамику N -распределений простых чисел и результатом является динамический ряд N -распределений с определенными параметрами: $N_1; N_2; U=\text{const}$; шаг динамики; самоорганизующийся угол ϕ , задаваемый огибающей; коэффициент скорости (задержки).

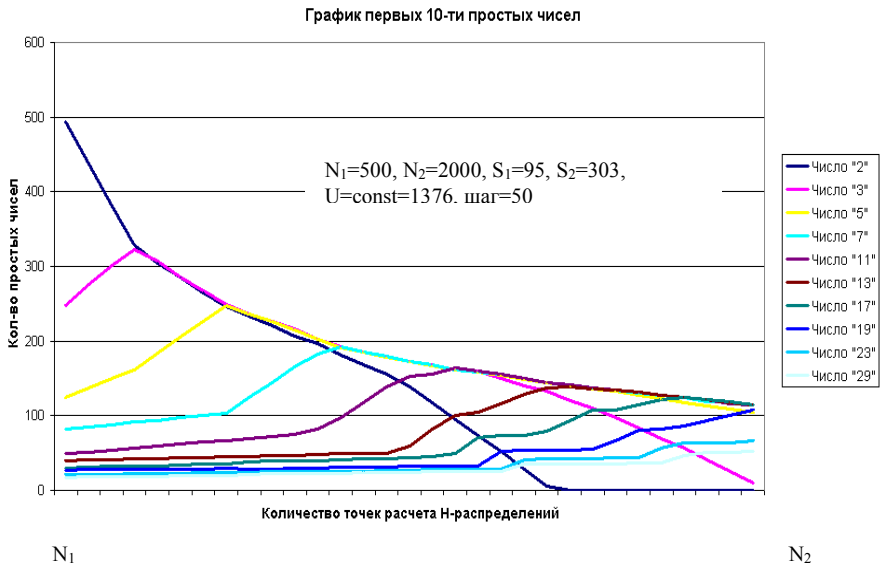


Рис. 15. Модельная самоорганизация процесса старения и гибели видов простых чисел.

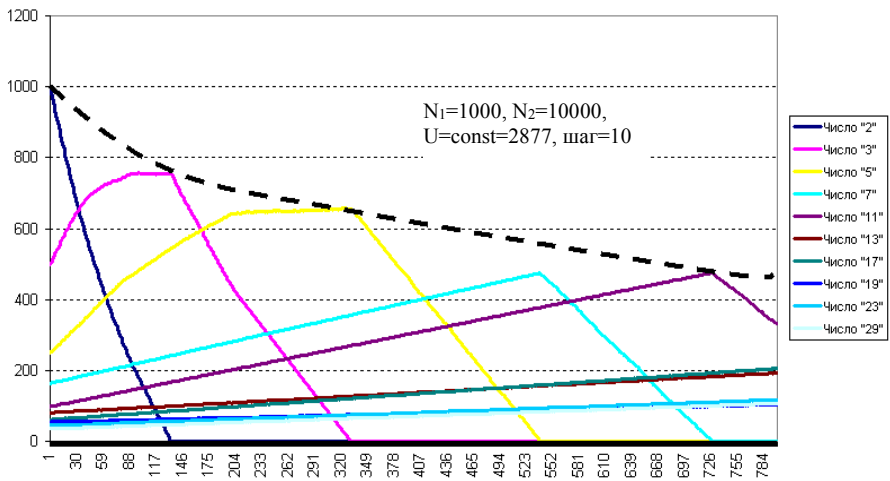


Рис. 16. Регулирование модели параметром P_N -оггибающей

Динамический ряд представляется в виде динамики первого рода – обобщенных параметров $W_i(t)$, $N_0(t)$, $\gamma(t)$ либо в виде структурно-топологической динамики, фрагменты которой для отдельных популяций простых чисел изображены на рисунке 17. Из рисунка видно, что некоторые саранчевые виды – двойки, тройки, пятерки медленно уменьшаются в численности, но на их место приходят новые виды, постепенно размножаясь (число 17, число 19). Процессы взаимокомпенсированы и сохраняют устойчивость H -распределения в целом. Модель в режиме реального времени выдает результаты своей работы на экран, а также записывает эти промежуточные результаты в текстовые файлы для дальнейшей обработки и анализа.

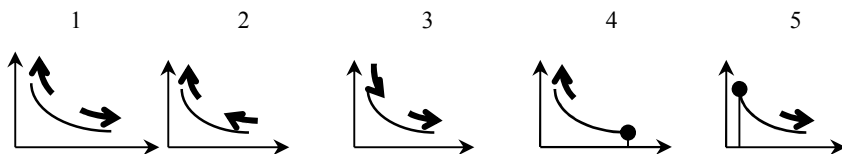
Теоретические результаты имитационного моделирования можно обобщить следующим образом.

Наложение на процесс рождения и размножения видов простых чисел в генераторе динамического ряда H -распределения процессов старения и гибели позволили избавиться от недостатка H -распределения простых чисел, заключающегося во-первых в низком (по отношению к статистическим исследованиям) значении характеристического показателя, которое при моделировании обычным способом быстро стремится к нулю ($\alpha \rightarrow 0$) и во-вторых в неоправданно длинном хвосте распределения – завышенном (по отношению к реальной статистике) значении саранчевой касты N_0 (количество двоек). Модели с данными недостатками можно отнести к нижней границе модели динамики и назвать их саранчевыми H -распределениями.

Учет процессов старения и гибели видов простых чисел привел в крайних значениях настроечных параметров к возрастанию характеристического показателя $\alpha \rightarrow 1$ и значительному увеличению ноевой касты W_0 (количество видов простых чисел, представленных одной особью). Таким образом модель в пределе приводит к верхней границе динамики H -распределения простых чисел.

Как в настоящей модели, так и ранее на многих эмпирических материалах доказано, что и для временных рядов простых чисел характеристический показатель не является константой, а находится в границах $\alpha_{N0} < \alpha < \alpha_{W0}$. При этом установлено, что $\alpha_{N0} = 0,4$ и по результатам настоящего анализа на модели динамики H -распределения простых чисел $\alpha_{W0} = 0,8$. Получены пограничные H -распределения – от саранчевого до ноевого. Определены границы самоорганизующейся модели динамики H -распределения простых чисел. Более точен для моделирования на практике вариант периодической огибающей, который приводит к циклическим колебаниям H -распределения между пограничными кривыми.

По результатам исследования модели в зависимости от настройки параметров имитации старения и гибели видов простых чисел классифицированы 5 типов возможных вариантов моделирования динамики (эволюции) структуры ценозов:



1. Расходящаяся эволюция; 2. Ноевая революция; 3. Саранчевая революция;
4. Увеличение разнообразия; 5. Увеличение однообразия.

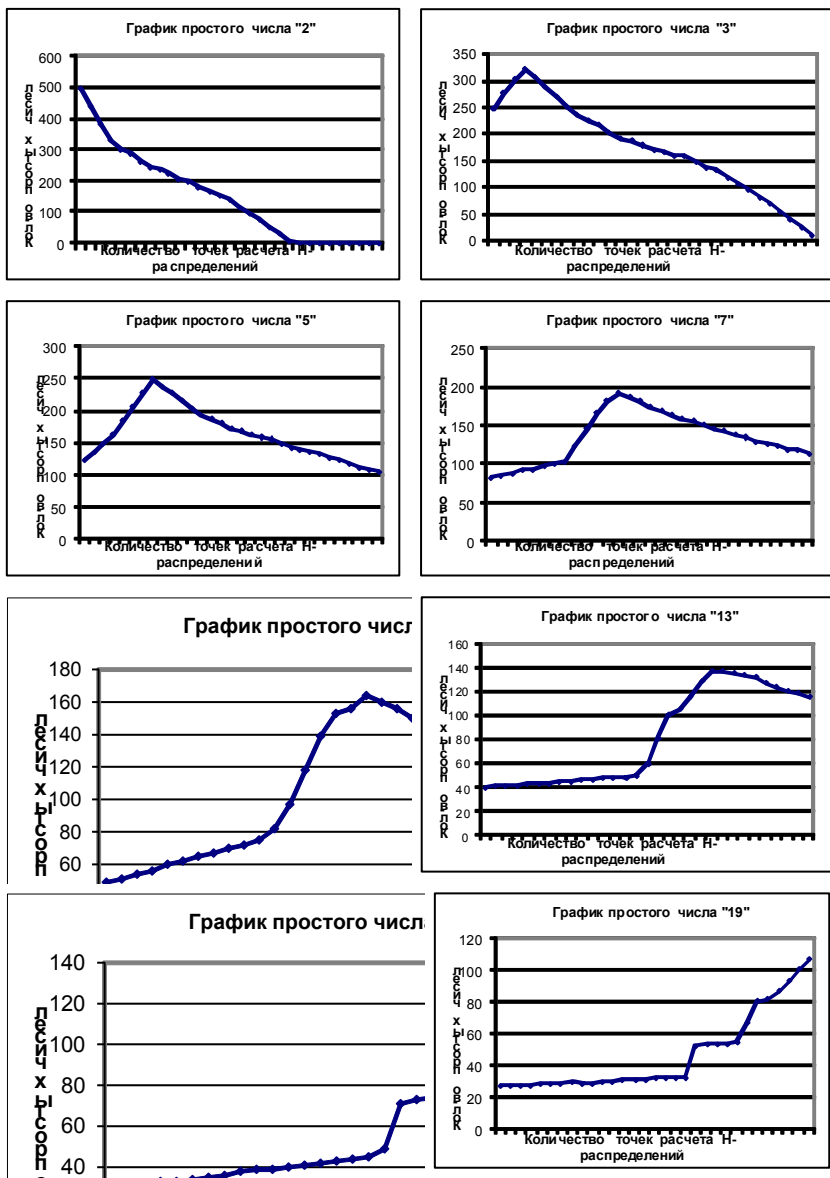


Рис. 17. Фрагменты структурно-топологической динамики видового распределения простых чисел

Таким образом, впервые разработана имитационная модель динамики N -распределения простых чисел, базирующаяся не только на процессе рождения и размножения простых чисел, но и учитывающая процесс старения и гибели видов простых чисел и охватывающая все возможные варианты моделирования эволюции структуры ценозов любой природы.

8. Проверка адекватности модели

Проверка имитационной модели динамики N -распределения простых чисел на адекватность описания реальной структуры ценоза проведена, для примера, на длинных непрерывных временных рядах N -распределений ремонтируемых (помесячно, поквартально, по полугодиям, по годам) электрических двигателей за 18 лет в объединении «Абаканвагонмаш» и в ПТП «Черметэлектроремонт» (централизованный ремонт заводов черной металлургии Европейской части России). Статистические данные для проверки основаны на [21].

Анализ вариантов верификации модели показал, что на всем диапазоне моделирования $0 < \alpha < 1$ (при $U = \text{const}$) устойчивость значения характеристического показателя α гарантируется самой природой генерации N -распределений простых чисел и фундаментальностью процесса рождения и гибели видов простых чисел в виде структурно-топологической динамики, заложенной в основу модели.

Тогда проверка адекватности моделирования формализуется степенью совпадения параметров ноевой (W_1) и саранчевой (N_0) каст. Для этой цели создано специальное приложение к программе имитационной модели, которое перебирает все варианты (изменяя настроечные регуляторы) моделирования на предмет совпадения с показателями W_1 и N_0 . Регуляторы модели, при которых происходит совпадение и будут являться параметрами имитационной модели, при которых она наиболее адекватно описывает динамику N -распределения выбранного для моделирования ценоза.

Исследование закона распределения параметров W_1 и N_0 показал, что эти параметры для выборок помесячно, поквартально, по полугодиям, по годам рядов ремонтируемых электрических двигателей соответствуют нормальному закону распределения случайной величины. Учитывая данный факт, что подтверждается также исследованиями [36], для проведения проверки точности моделирования рассматриваемой статистики необходимо использовать средние значения параметров W_1^{cp} и N_1^{cp} для однородных выборок в динамике как оценок математического ожидания их нормального распределения. Результаты проверки адекватности моделирования приведены в таблице 4.

Из таблицы видно, что имитационная модель адекватно описывает реальную динамику структуры потоков ремонтируемых электрических двигателей: математическое ожидание ошибки не превышает для месячных выборок – 1%, квартальных – 2,5%, полугодовых – 5,5%, годовых – 13,5%.

Результаты проверки на адекватность позволяют зафиксировать регулировочные параметры имитационной модели, при которых погрешность моделирования минимальна (табл. 5).

Для примера в таблице 6 приведено статическое N -распределение, взятое как временной срез (фотография) динамического ряда N -распределения простых чисел при определенных настроечных параметрах имитационной модели в сравнении с одним из эмпирических распределений.

Таблица 4

Результат проверки адекватности моделирования динамики Н-структуры
ремонтируемых электрических машин

	ПО «Абаканвагонмаш» (266 Н-распределений)								ПТП «Черметэлектроремонт» (60 Н-распределений)	
	Месячная выборка		Квартальная выборка		Полугодовая выборка		Годовая выборка		Месячная выборка	
	W ₁	N ₀	W ₁	N ₀	W ₁	N ₀	W ₁	N ₀	W ₁	N ₀
Мат. ожидание	24,24	11,62	51,19	26	80,55	49,86	126,82	94,36	31,31	15,63
Дисперсия	82,75	17,35	278,55	67	659,69	357,08	1947,56	1453,06	131,16	59,84
σ	0,83	0,38	2,43	1,20	5,48	4,03	13,31	11,49	1,59	1,07

Таблица 5

Регулировочные параметры имитационной модели

Выборки	Параметры моделирования				
	speed	ogib	шаг	N ₁	N ₂
Месячные	0	0,4	1	30	300
Квартальные	0	0,4	1	50	700
Полугодовые	0	0,4	1	100	1000
Годовые	0	0,4	1	200	1500

Определяя на временных статистических рядах математическое ожидание и дисперсию, как бы, рассматривается динамический ряд за $\Delta t = 1$ месяц (18 лет). Подбирая модель под эти показатели случайной величины (учитывая нормальность распределения) параметры имитационной модели фиксируются то среднее N^{cp} – распределение, которое адекватно моделирует динамический ряд Н-распределений на определенном интервале 18 лет при выбранном Δt , гарантируя надежный ряд предыстории для задач прогнозирования.

Таким образом, данная часть программного комплекса обеспечивает одновременно 1) проверку адекватности моделирования и 2) настройку параметров имитационной модели для моделирования динамики структуры выбранной природы выборок на основе природного генератора Н-распределений простых чисел и структурно-топологической динамики временных рядов рождения и гибели видов простых чисел, что обеспечивает фундаментальность и устойчивость результатов моделирования динамики структуры ценозов и возможного прогнозирования эволюции ценозов различной природы.

Видовое распределение электрических двигателей (ОКТАБРЬ 1994 г.)

К	I	W(i)	i*W(i)	Характеристика вида
1	1	23	23	0.18 4А; 320.0 4А; 75.0 4А; 1.1 4А; 7.5 МТФ; 37.0 МТФ; 3.0 АИР; 6.8 иностр.; 18.5 иностр.; трансформ; трансформ. 380/480; трансформ 0.25 кВА; трансформ ОСМ; двигат. 2-Х скоростн.; 3.0 двиг. пост. тока; плита эл. магнит. япон.; электромуфта; электромуфта япон.; генерат. с автоматом 12 А; двигат. с ЧПУ; КПА; стартер болгарский; электродрель.
2	2	6	12	3.6 4А; 0.27 АОЛ; 2.2 двигат. пост. тока; двигат. постоянн. тока; катушка 220 В; стартер.
3	4	1	4	катушка электромагнита.
4	7	1	7	1.5 4А.
5	8	1	8	катушка
6	10	1	10	электромагнит.
7	22	1	22	катушка 380 В
K=7; W=34; U=86; D=2,53.				

Временной срез динамического ряда N-распределения простых чисел.

 $W_1=23; N_0=22; U=84; N_1=40; N_2=200; \text{Speed}=0; \text{Ogib}=0,4$

К	I	W(i)	i*W(i)	Характеристика вида
1	1	23	20	3, 23, 31, 41, 43, 53, 59, 61, 67, 73, 79, 83, 89, 97, 101, 103, 107, 109, 113, 127, 131, 137, 139
2	2	3	8	37, 47, 71
3	3	3	6	17, 19, 29
4	5	1	4	13
5	9	1	8	11
6	10	1	11	7
7	22	1	18	5

 $S = 34 \quad U = 84 \quad d = 2,47058823529412 \quad W_1 = 23 \quad N_0 = 22 \quad \text{Гамма} = 1.95$

Выводы

1. Открытие 30 лет назад объективной закономерности генерации канонического H -распределения простых чисел (генератор Кудрина), позволило начать этап универсального моделирования структуры ценозов любой природы чисто математической закономерностью, являющейся аналогом предельного закона распределения для случайных величин, распределенных по негауссовому закону.
2. На основании исследования процесса рождения и размножения видов простых чисел в генераторе H -распределений при росте ценологического времени $N!$ установлены и формализованы закономерности равномерной плотности рождения новых видов простых чисел и гиперболическая закономерность в уменьшении скорости размножения каждого вновь родившегося вида простого числа, что гарантирует при ограничении размножения видов постоянством объема выборки моделирование всего диапазона $0 < \alpha < 1$.
3. Теоретические основы структурно-топологической динамики ценозов являются фундаментальной закономерностью, обеспечивающей механизм имитационного моделирования динамики H -распределений временных рядов простых чисел.
4. Формализован механизм старения и гибели популяций, полученный на основе исследования закономерностей, оказавшихся идентичными для ценозов различной природы.
5. Разработана имитационная модель динамики H -распределения простых чисел, базирующаяся на наложении на процесс рождения и размножения простых чисел процесса старения и гибели видов простых чисел и охватывающая все возможные варианты моделирования эволюции структуры ценозов любой природы.
6. Проверка имитационной модели динамики структуры ценозов рядами простых чисел на адекватность описания реальной структуры ценоза показала высокий уровень точности моделирования при ошибке для техноценозов $1 \div 5\%$.

Литература

1. Бендат Д., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. - М.: Мир, 1989. - 260 с.
2. Бигон М., Харпер Дж., Таунсенд К. Экология. Особи, популяции и сообщества: в 2-х т. - М.: Мир, 1989. - 1144 с.
3. Богатырева О.А. Концепция социальных сукцессий // Теоретические проблемы социальной биологии. - Новосибирск, 1991. - 44 с.
4. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969.
5. Волькенау И.М., Зейлигер А.Н., Хабачев А.Д. Технико-экономические основы формирования электроэнергетических систем. - М.: Энергия, 1981.
6. Гаврилов Л.А., Гаврилова Н.С. Биология продолжительности жизни - М.: Наука. 1991. - 280 с.
7. Гнатюк В.И. Моделирование и оптимизация в электроснабжении войск. Ценологические исследования. Вып.4. - М.: Центр системных исследований, 1997. - 216 с.

8. Гнеденко Б.В., Колмогоров А.Н. Предельные распределения для сумм независимых случайных величин. - М.-Л.: Госиздат, 1949. –264 с.
9. Грант В. Эволюционный процесс. - М.: Мир, 1991. - 488 с.
10. Грин Н., Стаут У., Тейлор Д. Биология: в 3-х т. – М.: Мир, 1993. – 825 с.
11. Гуляев А.И. Временные ряды в динамических базах данных. - М.: Радио и связь, 1989. - 128 с.
12. Гутер С.С., Овчинский Б.В. Элементы численного анализа и математическая обработка результатов опыта. - М.: Наука, - 1970. -432 с.
13. Дмитриев В.Ю. Проблемы эволюции таксономического разнообразия. Дисс. на соиск. уч. Степ. докт. биол. Наук. М. – 2002. – 139 с.
14. Жизнеспособность популяций / Под. ред. М. Сулея. -М.: Мир, 1989. -224 с.
15. Золотарев В.М. Одномерные устойчивые распределения. - М.: Наука, 1983. – 304 с.
16. Исаев А.С. Математические модели дискретных величин // Математическое описание ценозов и закономерности технетики. Вып. 1 «Ценологические исследования» - Абакан: Центр системных исследований, 1996. С. 215-229.
17. Кендэл М. Временные ряды. - М.: Финансы и статистика, 1981. – 199 с.
18. Кудрин Б.И. Введение в технетику. - 2-е изд., перераб. и доп. - Томск: Изд-во Томского гос. ун-та, 1993. - 552 с.
19. Кудрин Б.И. Отбор: энергетический, естественный, информационный, документальный, общность и специфика // Электрификация металлургических предприятий Сибири. Вып. 5. - Томск: Том. гос. ун-т, 1981. - С. 111-187.
20. Кудрин Б.И., Кудряшов С.А., Фуфаев В.В., Якимов А.Е. Канонизация и управление видовой структурой ценоза. Принцип максимума энтропии. Доклады МОИП 1987 г. Общая биология. Морфология и генетика процессов роста и развития. М.: Наука. 1989. - С.69-75.
21. Кудрин Б.И., Фуфаев В.В. Статистические таблицы временных рядов Н-распределений. Справочник в двух томах. Том первый – электрооборудование.– Абакан: Центр системных исследований, 1999. – 352 с.
22. Кудрин Б.И., Якимов А.Е. Моделирование структуры множества изделий, образующих электрические ценозы // Межвуз. сб. № 37. - М.: Моск. энерг. ин-т, 1984. - С. 34-39.
23. Кудрин Б.И., Якимов А.Е. Определение основных параметров эмпирических Н-распределений электрических ценозов // Межвуз. сб. тр. № 59. - М.: Моск. энерг. ин-т, 1985. - С. 9-13.
24. Кудрин Б.И., Якимов А.Е., Фуфаев В.В. Моделирование структуры установленного электрооборудования распределением простых чисел // Сб. науч. Трудов № 125. М.: Моск. Энерг. Ин-т, 1987. С. 24-29.
25. Лазарев И.А. Композиционное проектирование сложных агрегативных систем. - М.: Радио и связь, 1986
26. Ланге О. Введение в эконометрику. - М.: Прогресс, 1964. – 295 с.
27. Мэрфи Джон Дж. Технический анализ фьючерсных рынков: теория и практика. -М.: Сокол, 1996. - 592 с.
28. Николис Г., Пригожин Н. Познание сложного. М.:Мир,1990.-344с.

29. Орлов Ю.К. Информационные потоки: статистический анализ и прогнозирование // Научно-техническая информация. Сер. 2. - 1980. - № 2. - С. 23-30.
30. Песенко Ю.А. Принципы и методы количественного анализа в фаунистических исследованиях. - М.: Наука, 1982. - 287 с.
31. Петров В.М., Яблонский А.И. Математика и социальные процессы (Гиперболические распределения и их применение). - М.: Знание, 1980. - 64 с.
32. Свиричев Ю.М. Нелинейные волны, диссипативные структуры и катастрофы в экологии. - М.: Наука, 1987. - 368 с.
33. Тюрин Ю.Н., Макаров А.А. Статистический анализ данных на компьютере / Под ред. В.Э. Фигурнова. - М.: ИНФРА - М., 1998. - 528 с.
34. Фуфаев В.В. Основы теории динамики структуры техноценозов Математическое описание ценозов и закономерности технетики. Вып. 1. Ценологические исследования. - Абакан: Центр системных исследований. ЦЕНТР СИСТЕМНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ, 1996. - С. 156-193
35. Фуфаев В.В. Ценологическое определение параметров электропотребления, надежности, монтажа и ремонта электрооборудования предприятий региона. - М.: Центр системных исследований, 2000. - 320 с
36. Фуфаев В.В., Кучинская О.А. Учет разнообразия электрических двигателей промышленных предприятий при организации электроремонта // Промышленная энергетика. - 1995. - № 9. - С. 42-48.
37. Фуфаев В.В., Фуфаева Л.Д. Каноническая модель структурно-топологической динамики Н-распределения // XI сессия Всесоюзного научного семинара «Кибернетика электрических систем». Абакан: Хакасская областная организация Союза НИО СССР, 1989. -С.42
38. Хайтун С.Д. Наукометрия. Состояние и перспективы.-М.:Наука,1983.-344 с.
39. Хинчин А.Я. Предельные законы для сумм независимых случайных величин.- М.-Л.: ОНТИ, 1938. - 116 с.
40. Частотный словарь русского языка. - М.: Русский язык, 1977. - 936 с.
41. Чайковский Ю.В. О природе случайности. Вып. 18. Ценологические исследования. - М.: Центр системных исследований. 2001. - 280 с.
42. Чайковский Ю.В. Эволюция. Вып. 22. Ценологические исследования. - М.: Центр системных исследований. 2003. 472 с.
43. Четыркин Е.М., Калихман И.Л. Вероятность и статистика. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 319 с.
44. Яблонский А.И. Математические модели в исследовании науки. - М.: Наука, 1986. - 352 с.
45. Lotka A. The frequency distribution of scientific productivity. - J. Wash. Acad. Sci., 1926, vol. 16, p.317-323.
46. Pareto V. Cours d'economie politique. Lausanne, -1897. -Vol. 2. C.1.
47. Yule G.U. A mathematical theory of evolution based on conclusions of Dr. I.C.Willis // Philosophical Transaction of the Royal Society. London. 1924. Ser. B., Vol. 213. - P.21-87.
48. Zipf G.K. Human behaviour and the principle of least effort. Gambridge: Addison-Wesley, 1949. - ' 11. - 573 p.

ПРОГРАММНАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ ИМИТАЦИОННОЙ МОДЕЛИ ДИНАМИКИ N-РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПРОСТЫХ ЧИСЕЛ

Калашников Д.А.

"Сложность изучаемых и проектируемых систем приводит к необходимости создания специальной, качественно новой техники исследования, использующей аппарат имитации – воспроизведения на ЭВМ специально организованными системами математических моделей функционирования проектируемого или изучаемого комплекса. ... умение организовать серию вариантных расчетов: эксперту важно представить себе характер изучаемого процесса, степень его "управляемости", характер предельных возможностей (множеств достижимости), т.е. организовать многократно повторенный машинный эксперимент с моделью. Для этой цели и должны быть созданы модели, имитирующие реальность, имитирующие изучаемый процесс. Эксперт с помощью этих моделей, с помощью серии специально организованных вариантных расчетов получает те знания, без которых выбрать альтернативный вариант своей стратегии он не может." [Н.Н. Моисеев "Математические задачи системного анализа". М.: Наука, 1981, 488с.]

Имитационное моделирование на вычислительных машинах является одним из наиболее сильных средств исследования сложных динамических систем, к которым относятся ценологические системы. Как и любое компьютерное моделирование, оно дает возможность проводить вычислительные эксперименты с проектируемыми системами и изучать системы, натурные эксперименты с которыми невозможны, нецелесообразны, очень длительны, дороги. Повсеместное проникновение в исследовательскую деятельность персонального компьютера ставит вопрос о том, что в настоящее время любой квалифицированный инженер, технолог или менеджер должен уметь не просто моделировать сложные объекты, а моделировать их с помощью современных технологий, реализованных в форме графических сред или пакетов визуального моделирования. В то же время структура современных имитационных моделей, реализованных на современных ЭВМ, часто соответствует структуре изучаемого объекта и вместе с ростом возможностей ЭВМ усложнились непосредственно и задачи реализации моделей на ЭВМ. Масштаб и объем технологических трудностей настолько вырос, что задача их преодоления сама стала задачей научных исследований и представляет собой проблему фундаментальной значимости, что особенно актуально для диссипативных систем ценологического типа.

Имитационная модель видового N-распределения описана на языке программирования Borland Delphi Enterprise (версии 5.0). Возможность создавать быстрые, компактные 32-разрядные приложения явилась определяющей при выборе среды разработки программы, т.к. модель подразумевает сложные, циклические и многоуровневые математические расчеты.

Основные ключевые компоненты модели и схема их взаимодействия между собой представлены на рисунке 1.

При разработке модели была поставлена задача реализовать интуитивно понятный и простой для пользователя интерфейс. Для задания входящих параметров, управления моделью и предварительном анализе результатов существует одна единственная форма, представленная на рис. 2.

В основном разделе пользователь имеет возможность задать U , которое после прохождения первой фазы вычислений будет принято моделью $U=const$. Также здесь пользователь может задать конечный факториал, до которого будет продолжаться моделирование.

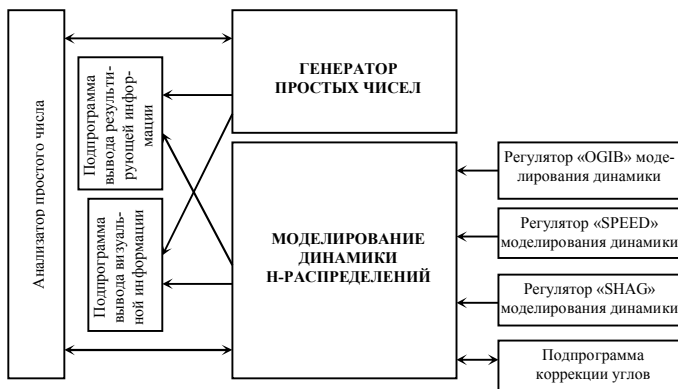


Рис.1. Схема взаимодействия ключевых компонентов модели

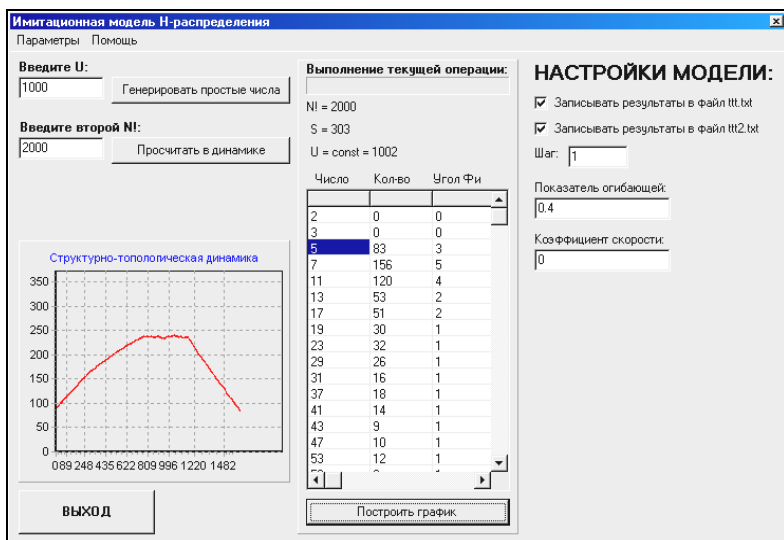


Рис.2. Интерфейс имитационной модели

Раздел «Настройка модели» позволяет пользователю задать необходимые параметры моделирования и формате результирующих файлов:

- **Записывать результаты в файл ttt.txt** – этот checkbox служит для указания пользователем необходимости записи результирующих данных в файл ttt.txt. Дело в том, что файл ttt.txt содержит все промежуточные данные работы модели, поэтому объем его достаточно высок. Пользователю иногда удобно отказаться от записи промежуточных значений и ограничиться файлом сводных результатов. К тому же отказ от записи в файлы ttt.txt и ttt2.txt заметно повысит производительность модели (по временным характеристикам), т.к. дисковые операции значительно снижают скорость работы.
- **Записывать результаты в файл ttt2.txt** – этот checkbox служит для указания пользователем необходимости записи результирующих данных в файл ttt2.txt
- **Шаг (shag)** – этот параметр регулирует шаг, с которым программа сохраняет промежуточные данные в результирующих файлах. Это очень удобно, когда пользователю необходима статистика через, например, каждые $N!=10$.
- **Показатель огибающей (ogib)** – параметр,
- **Коэффициент скорости (speed)** – параметр модели, позволяющий ускорить смерть простых чисел. Интервал возможных значений от 0 до 9.

Модель в режиме реального времени выдает результаты своей работы на экран, а также записывает эти промежуточные результаты в текстовые файлы для дальнейшей обработки и анализа. Если пользователю в текстовом файле отчета необходимы не все промежуточные данные (по каждому $N!$), а, например, с шагом в 100, то ему необходимо задать входной параметр модели «Шаг» (shag).

Для моделирования программой создаются следующие массивы:

Имя массива	Тип значений	Размер	Назначение
Chislo	Integer	[1..10000]	для сохранения самих простых чисел
Kolvo	Integer	[1..10000]	для указания количества соответствующих простых чисел
History	Integer	[1..10000]	для временного хранения количества появившихся простых чисел, в динамической части модели
Phi	Extended	[1..10000]	для хранения текущего значения угла ϕ соответствующего простого числа, в динамической части модели
Gamma	Real	[1..202], [1..10000]	для операций вычисления результирующего параметра «гамма»
Maxrost	Integer	[1..10000]	для хранения максимальных значений до которых будет расти то или иное простое число
History1	Integer	[1..10000], [1..5000]	для временного хранения значений при построении графика «структурно-топологической динамики»

В процессе работы построенной нами модели предусмотрено 2 фазы. Для работы первой фазы модели необходимо задать только U . После того, как пользователь нажал

кнопку «Генерация простых чисел» программа приступает к выполнению *первой фазы моделирования*. Начиная с $N!=1$ перебираются все $N!$ На каждом шаге текущий $N!$ раскладывается на простые числа, а также высчитывается текущее значение S , U . Как только на очередном шаге модель достигла указанного U программа прекращает первую фазу вычислений. Если заданно такое U , которое в результате разложения ряда простых чисел не существует в принципе, то программа берет ближайшее к нему U .

Пример:

Если пользователь задал $U=1001$, то в результате разложения $N!=371$ $U=998$, а при $N!=372$ $U=1002$. Следовательно, заданного $U=1001$ не существует. Модель выдает соответствующее сообщение и фиксируется результат $U=1002$ и $N!=372$.

После получения U в конце первой фазы работы модели программа вычисляет угол Φ для каждого простого числа.

Результат работы первой фазы:

1. В результате работы первой фазы образуется три массива, один из которых (массив *Chislo*) содержит все полученные простые числа, второй (массив *Kolvo*) соответственно их количество, и третий (массив *Phi*) содержит углы Φ , соответственно для каждого простого числа.
2. Устанавливается U , которое в дальнейшем будет константой.

Вторая фаза начинается после того, как пользователь задал параметры модели «Второй $N!$ », *ogib*, *speed* и нажал кнопку «Просчитать в динамике» (описание продолжается на примере, приведенном выше). Начиная с $N!=372$ (результат работы первой фазы) до указанного пользователем $N!$ перебираются все $N!$. На каждом шаге текущий $N!$ раскладывается на простые числа и происходят следующие преобразования. Допустим при разложении $N!=372$ появилось X двоек и Y троек. Модель берет текущий угол Φ двойки (φ_2) и ищет простое число с углом Φ , ближайшим к углу Φ двойки (естественно это простое число – 3 (φ_3)). Затем, модель убивает D_2 двоек. Это количество вычисляется по следующей формуле:

$$D_2 = X \cdot (\varphi_2 \cdot 100 / (45 + speed))$$

где, X – вновь появившееся количество двоек, φ_2 – текущий угол Φ двойки, *Speed* – параметр модели «Коэффициент скорости», которой задается пользователем в начале работы модели или в начале работы фазы 2.

Затем модель добавляет D_3 троек. Это количество вычисляется по следующей формуле:

$$D_3 = Y \cdot (\varphi_3 \cdot 100 / (45 + speed))$$

где, Y – вновь появившееся количество троек, φ_3 – текущий угол Φ тройки, *Speed* – параметр модели «Коэффициент скорости», которой задается пользователем в начале работы модели.

Такие операции производятся для каждого простого числа в массиве *Chislo*.

Если на определенном шаге модели в качестве $N!$ появляется новое простое число, модель, для сохранения $U=const$, убивает одну особь самого многочисленного на текущий момент простого числа.

Закончив обрабатывать простые числа в этом шаге (где раскладывается $N!=372$) модель переходит к следующему шагу (на котором раскладывается уже следующий $N!=373$). И так происходит, пока текущий $N!$ не станет равным заданным пользователем в параметре «Второй $N!$ ».

На каждом шаге второй фазы модель следит за тем, чтобы количество простых чисел не превышало определенного пользователем. Для этого существует входящий параметр «Показатель огибающей» (ogib).

После прохождения обеих фаз моделирования программа позволяет посмотреть график структурно-топологической динамики каждого простого числа. Для этого в таблице простых чисел в форме на рис.1 необходимо встать на строчку нужного простого числа и нажать кнопку «Построить график».

Основой программы является функция определения простого числа. На вход функции подается число, типа Integer. На выходе функция выдает значение «истина» или «ложь», что является показателем простое это число или нет.

```
Function Prostoeli(r: longint) :integer;
begin
  Number:=2;
  while (r MOD Number<>0) and (Number<r/2+1) do
    begin
      inc(Number);
    end;
  if Number>r/2+1 then Prostoeli:=1 else Prostoeli:=0
end;
```

Принцип работы функции прост. Полученное число делится на все числа промежутка $[2..r/2]$, где r – анализируемое число. Если результатом каждой операции деления является остаток, то функция возвращает значение «истина», означающее, что число простое. В противном случае на выход функции подается значение «ложь». Как видно из приведенного программного кода процесс определения простого числа сведен к анализу первой половины числа полученного на вход функции. Это решение значительно ускоряет работу программы, ведь следует помнить, что в процессе моделирования вызов данной функции производится огромное количество раз и рассматриваемые ею числа весьма значительны.

Для определения последнего элемента массивов Chislo[] и Kolvo[] служит переменная mesto, которая постоянно равна текущему количеству простых чисел (т.е. S). Она также указывает на порядковый номер последнего найденного простого числа в массиве Chislo[] и адрес, по которому в массиве Kolvo[] содержится его текущее количество.

Эта структура позволяет программе быстро и удобно получать доступ к любому простому числу и к его текущей характеристике, что является необходимым фактором, при сложных динамически расчетах. Моделью поддерживается генерация простых чисел до $N=70000!$. Пользователь может получить видовое распределение для любого $1 < N \leq 70000!$ Результатом работы модели является таблица видового распределения, которая может служить для различных задач анализа, сравнения, аппроксимации, моделирования в мощных математических средах Excel, Mathcad и т.д. Также программа генерирует отчетный файл всех основных показателей (S, U, d, W, N, γ) на каждом этапе моделирования. Фрагмент результирующего файла по отчетным показателям моделирования приведен в таблице 1.

Таблица 1.

N!	S	U	d	W1	No	Гамма
96	24	200	8,33	8	69	1,00
106	27	200	7,41	11	58	1,15
116	30	200	6,67	14	57	1,47
126	30	200	6,67	14	57	1,47
136	32	200	6,25	17	60	1,58
146	34	200	5,88	17	61	1,58
156	36	200	5,56	19	62	1,63
166	38	200	5,26	21	62	1,70
176	40	200	5	24	62	1,98
186	42	200	4,76	27	61	1,84
196	44	200	4,55	26	56	1,96
206	46	200	4,35	28	51	2,00
216	47	200	4,26	30	47	1,95
226	48	200	4,17	31	48	2,00
236	51	200	3,92	32	49	2,00
246	53	200	3,77	34	51	2,00
256	54	200	3,7	35	52	2,00
266	56	200	3,57	38	52	2,00
276	58	200	3,45	40	52	2,00
286	61	200	3,28	41	50	2,00
296	62	200	3,23	42	50	1,94
306	62	200	3,23	43	52	2,00
316	65	200	3,08	46	50	2,00
326	66	200	3,03	47	50	2,00
336	67	200	2,99	46	49	2,00
346	68	200	2,94	48	46	2,00
356	71	200	2,82	51	41	2,00
366	72	200	2,78	52	38	2,00
376	74	200	2,7	52	34	2,00
386	76	200	2,63	54	30	2,00
396	77	200	2,6	56	31	2,00
406	79	200	2,53	58	31	2,00
416	80	200	2,5	59	32	2,00
426	82	200	2,44	59	33	2,00
436	84	200	2,38	62	33	2,00

В таблице 2 приведен фрагмент динамического ряда видовых распределений.

Достоинством разработанной модели является то, что лишь прямой счет позволяет моделировать в динамике структуры ценоза процессы рождения и гибели простых чисел и получать динамические характеристики Н-распределений при наблюдении жизненного цикла структуры по факториалу переменной, стремящейся к бесконечности.

Фрагмент результирующего файла моделирования

U=250; N2=750; шаг 20; показатель огибающей 0,4; коэффициент скорости 0

```

N!=145 =====
1 ----> 1 ----> 18 ----> 53, 59, 61, 67, 71, 79, 83, 89, 97, 101, 103,
107, 109, 113, 127, 131, 137, 139,
2 ----> 2 ----> 5 ----> 37, 41, 43, 47, 73,
3 ----> 3 ----> 1 ----> 29,
4 ----> 4 ----> 2 ----> 23, 31,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 19,
6 ----> 7 ----> 1 ----> 17,
7 ----> 9 ----> 1 ----> 13,
8 ----> 10 ----> 1 ----> 11,
9 ----> 20 ----> 1 ----> 7,
10 ----> 35 ----> 1 ----> 5,
11 ----> 57 ----> 1 ----> 2,
12 ----> 69 ----> 1 ----> 3,
S = 34   U = 251   d = 7,38   W1 = 18   No = 69   Гамма = 1.61
N!=165 =====
1 ----> 1 ----> 20 ----> 61, 67, 71, 73, 79, 89, 97, 101, 103, 107, 109,
113, 127, 131, 137, 139, 149, 151, 157, 163,
2 ----> 2 ----> 5 ----> 37, 41, 47, 59, 83,
3 ----> 3 ----> 2 ----> 31, 43,
4 ----> 4 ----> 2 ----> 23, 29,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 19,
6 ----> 7 ----> 1 ----> 17,
7 ----> 10 ----> 1 ----> 13,
8 ----> 11 ----> 1 ----> 11,
9 ----> 21 ----> 1 ----> 7,
10 ----> 41 ----> 2 ----> 2, 5,
11 ----> 71 ----> 1 ----> 3,
S = 38   U = 251   d = 6,60   W1 = 20   No = 71   Гамма = 1.67
N!=185 =====
1 ----> 1 ----> 25 ----> 37, 59, 61, 71, 73, 79, 83, 89, 101, 103, 107,
109, 113, 127, 131, 137, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181,
2 ----> 2 ----> 3 ----> 43, 67, 97,
3 ----> 3 ----> 2 ----> 41, 47,
4 ----> 4 ----> 3 ----> 23, 29, 31,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 19,
6 ----> 8 ----> 1 ----> 17,
7 ----> 9 ----> 1 ----> 13,
8 ----> 13 ----> 1 ----> 11,
9 ----> 22 ----> 1 ----> 7,
10 ----> 27 ----> 1 ----> 2,
11 ----> 44 ----> 1 ----> 5,
12 ----> 74 ----> 1 ----> 3,
S = 42   U = 251   d = 5,97   W1 = 25   No = 74   Гамма = 1.74
N!=205 =====
1 ----> 1 ----> 29 ----> 53, 59, 61, 67, 73, 79, 83, 89, 97, 101, 107,
109, 113, 127, 131, 137, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181,
191, 193, 197, 199,
2 ----> 2 ----> 5 ----> 37, 41, 47, 71, 103,
3 ----> 3 ----> 2 ----> 29, 43,
4 ----> 4 ----> 1 ----> 31,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 23,
6 ----> 6 ----> 1 ----> 19,
7 ----> 7 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 10 ----> 1 ----> 13,
9 ----> 13 ----> 1 ----> 2,
10 ----> 14 ----> 1 ----> 11,
11 ----> 23 ----> 1 ----> 7,
12 ----> 48 ----> 1 ----> 5,

```

```

13 ----> 76 ----> 1 ----> 3,
S = 46  U = 251  d = 5,45  W1 = 29  No = 76  Gamma = 1.82
N!=225 =====
1 ----> 1 ----> 29 ----> 61, 67, 71, 73, 83, 89, 97, 101, 103, 107, 109,
127, 131, 137, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181, 191, 193,
197, 199, 211, 223,
2 ----> 2 ----> 5 ----> 37, 43, 59, 79, 113,
3 ----> 3 ----> 4 ----> 2, 31, 41, 47,
4 ----> 4 ----> 1 ----> 29,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 23,
6 ----> 6 ----> 1 ----> 19,
7 ----> 8 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 10 ----> 1 ----> 13,
9 ----> 15 ----> 1 ----> 11,
10 ----> 24 ----> 1 ----> 7,
11 ----> 52 ----> 1 ----> 5,
12 ----> 76 ----> 1 ----> 3,
S = 48  U = 251  d = 5,22  W1 = 29  No = 76  Gamma = 1.88
N!=245 =====
1 ----> 1 ----> 35 ----> 53, 59, 61, 71, 73, 79, 89, 97, 101, 103, 107,
109, 113, 131, 137, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181, 191,
193, 197, 199, 211, 223, 227, 229, 233, 239, 241,
2 ----> 2 ----> 6 ----> 37, 43, 47, 67, 83, 127,
3 ----> 3 ----> 1 ----> 41,
4 ----> 4 ----> 2 ----> 29, 31,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 23,
6 ----> 6 ----> 1 ----> 19,
7 ----> 8 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 11 ----> 1 ----> 13,
9 ----> 16 ----> 1 ----> 11,
10 ----> 25 ----> 1 ----> 7,
11 ----> 55 ----> 1 ----> 5,
12 ----> 67 ----> 1 ----> 3,
S = 53  U = 251  d = 4,73  W1 = 35  No = 67  Gamma = 1.97
N!=265 =====
1 ----> 1 ----> 36 ----> 61, 71, 73, 79, 83, 97, 101, 103, 107, 109, 113,
127, 131, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181, 191, 193, 197,
199, 211, 223, 227, 229, 233, 239, 241, 251, 257, 263,
2 ----> 2 ----> 6 ----> 37, 43, 59, 67, 89, 137,
3 ----> 3 ----> 2 ----> 41, 47,
4 ----> 4 ----> 2 ----> 29, 31,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 23,
6 ----> 6 ----> 1 ----> 19,
7 ----> 9 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 11 ----> 1 ----> 13,
9 ----> 16 ----> 1 ----> 11,
10 ----> 27 ----> 1 ----> 7,
11 ----> 57 ----> 1 ----> 3,
12 ----> 58 ----> 1 ----> 5,
S = 56  U = 251  d = 4,48  W1 = 36  No = 58  Gamma = 2.00
N!=285 =====
1 ----> 1 ----> 42 ---->
53,61,67,71,79,83,89,101,103,107,109,113,127,131, 137, 139, 151, 157,
163, 167, 173, 179, 181, 191, 193, 197, 199, 211, 223, 227, 229, 233,
239, 241, 251, 257, 263, 269, 271, 277, 281, 283,
2 ----> 2 ----> 6 ----> 43, 47, 59, 73, 97, 149,
3 ----> 3 ----> 3 ----> 31, 37, 41,
4 ----> 5 ----> 2 ----> 19, 29,
5 ----> 6 ----> 1 ----> 23,
6 ----> 9 ----> 1 ----> 17,
7 ----> 11 ----> 1 ----> 13,
8 ----> 18 ----> 1 ----> 11,

```

```

9 ----> 28 ----> 1 ----> 7,
10 ----> 45 ----> 1 ----> 3,
11 ----> 61 ----> 1 ----> 5,
S = 61   U = 251   d = 4,11   W1 = 42   No = 61   Гамма = 2.00
N!=525 =====
1 ----> 1 ----> 75 ----> 61, 71, 73, 83, 97, 101, 103, 109, 113, 127,
131, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 181, 191, 193, 197, 199, 211,
223, 227, 229, 233, 239, 241, 251, 257, 269, 271, 277, 281, 283, 293,
307, 311, 313, 317, 331, 337, 347, 349, 353, 359, 367, 373, 379, 383,
389, 397, 401, 409, 419, 421, 431, 433, 439, 443, 449, 457, 461, 463,
467, 479, 487, 491, 499, 503, 509, 521, 523,
2 ----> 2 ----> 10 ----> 43, 53, 59, 67, 79, 89, 107, 137, 179, 263,
3 ----> 3 ----> 2 ----> 37, 47,
4 ----> 4 ----> 1 ----> 41,
5 ----> 5 ----> 1 ----> 31,
6 ----> 6 ----> 1 ----> 29,
7 ----> 7 ----> 1 ----> 19,
8 ----> 8 ----> 1 ----> 23,
9 ----> 14 ----> 2 ----> 13, 17,
10 ----> 20 ----> 1 ----> 5,
11 ----> 31 ----> 1 ----> 11,
12 ----> 41 ----> 1 ----> 7,
S = 99   U = 251   d = 2,53   W1 = 75   No = 41   Гамма = 2.00

```

```

N!=545 =====
1 ----> 1 ----> 76 ----> 53, 67, 73, 83, 89, 101, 103, 107, 109, 127,
131, 139, 149, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181, 193, 197, 199, 211,
223, 227, 229, 233, 239, 241, 251, 257, 263, 269, 271, 281, 283, 293,
307, 311, 313, 317, 331, 337, 347, 349, 353, 359, 367, 373, 379, 383,
389, 397, 401, 409, 419, 421, 431, 433, 439, 443, 449, 457, 461, 463,
467, 479, 487, 491, 499, 503, 509, 521, 523, 541,
2 ----> 2 ----> 9 ----> 59, 61, 71, 79, 97, 113, 137, 191, 277,
3 ----> 3 ----> 3 ----> 41, 43, 47,
4 ----> 4 ----> 2 ----> 31, 37,
5 ----> 7 ----> 1 ----> 29,
6 ----> 8 ----> 2 ----> 19, 23,
7 ----> 13 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 15 ----> 2 ----> 5, 13,
9 ----> 31 ----> 1 ----> 11,
10 ----> 43 ----> 1 ----> 7,
S = 100   U = 251   d = 2,51   W1 = 76   No = 43   Гамма = 2.00

```

```

N!=565 =====
1 ----> 1 ----> 78 ----> 61, 73, 79, 89, 101, 103, 107, 109, 113, 131,
137, 139, 151, 157, 163, 167, 173, 179, 181, 193, 197, 199, 211, 223,
227, 229, 233, 239, 241, 251, 257, 263, 269, 271, 277, 281, 293, 307,
311, 313, 317, 331, 337, 347, 349, 353, 359, 367, 373, 379, 383, 389,
397, 401, 409, 419, 421, 431, 433, 439, 443, 449, 457, 461, 463, 467,
479, 487, 491, 499, 503, 509, 521, 523, 541, 547, 557, 563,
2 ----> 2 ----> 11 ----> 43, 53, 59, 67, 71, 83, 97, 127, 149, 191, 283,
3 ----> 3 ----> 1 ----> 47,
4 ----> 4 ----> 3 ----> 31, 37, 41,
5 ----> 7 ----> 1 ----> 29,
6 ----> 8 ----> 3 ----> 5, 19, 23,
7 ----> 14 ----> 1 ----> 17,
8 ----> 15 ----> 1 ----> 13,
9 ----> 32 ----> 1 ----> 11,
10 ----> 44 ----> 1 ----> 7,
S = 103   U = 251   d = 2,43   W1 = 78   No = 44   Гамма = 2.00

```

Автор открытия генератора канонического H -распределения простых чисел

Кудрин Борис Иванович Руководитель научной школы ценологических исследований; Автор наук электрики и технетики, доктор технических наук, профессор Московского энергетического института, главный редактор журнала «Электрика», Москва

Авторы сборника, развивающие каноническое моделирование H - распределений

Якимов Александр Евгеньевич 1947-2001, Кандидат технических наук

Фуфаев Владимир Валентинович Доктор технических наук, главный научный сотрудник; Центр системных исследований, Москва-Абакан

Исаев Андрей Станиславович Кандидат технических наук; Новомосковский институт Российского химико-технологического университета им. Менделеева, Новомосковск

Калашников Дмитрий Анатольевич Аспирант; Хакасский государственный университет им. Катанова, Абакан

Фуфаев Владимир Владимирович Ученик 10-го класса школы 610, Москва

**ЦЕНОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ПРОСТЫХ ЧИСЕЛ
(30-ЛЕТИЕ ОТКРЫТИЯ)**

Сборник статей под редакцией
доктора технических наук
В.В. Фуфаева.

Лицензия ЛР N071272 от 13 марта 1996г.

Технический редактор и оригинал-макет Голованова Е.А.

Подписано в печать 11 августа 2004 г.

Формат 60x84 1/16

Печ. л. 8,2

Усл. печ. л. 5,8

Тираж 1000 экз.

Заказ N 2

Издание ЦЕНТРА СИСТЕМНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

129515, Москва, а.я. 10