УДК 001.51:122

Фундаментальные модели в общей теории систем: закон перехода количественных изменений в качественные для эволюционно развивающихся систем

Аверин Г.В.
Донецкий национальный технический университет
averin@donntu.edu.ua

Abstract

Averin G. "Fundamental models in general systems theory: the law of transition from quantitative to qualitative changes for evolutionary developing systems" *This paper analysis some common empirical patterns of environment and society processes development. Definitions, principles and postulates of systemdynamics are given as theoretical domain of common systems theory. Mathematical apparatus and systemdynamics laws are formulated. The material presentation is constructed around the example of fundamental model building which formalizes the law of transition from quantitative to qualitative changes. This law is the universal development law. This illustrates the capabilities of common systems theory the methodology of which claims for universality.*

Keywords: common systems theory, systemdynamics, principles and postulates, mathematical apparatus and laws.

Введение

Еще в начале шестидесятых годов прошлого столетия один из основоположников общей теории систем Л. Берталанфи писал [1]: «Несомненно, что общая теория систем открывает перед нами новые горизонты, однако ее связь с эмпирическими данными пока еще остается весьма скудной». Прошло пятьдесят лет с момента выхода в свет этой статьи, а качественного прорыва в формировании универсальной методологии общей теории систем (ОТС) не произошло. И это несмотря на ожидания того, что синтез знаний различных научных направлений может открыть широкие возможности в моделировании систем. Последнее время стало очевидно, что излишнее теоретизирование всей проблемы происходит на фоне отрыва рабочих теорий от опыта и практики. Это привело к тому, что в общей теории систем стали развиваться философские и общенаучные направления, а вакуум отсутствия базовой методологии, ориентированной на обобщение эмпирических фактов из различных областей знаний, стал заполняться многообразием форм абстрактного описания систем. Возможно, что это закономерный и необходимый процесс, однако это направление исследований становится преобладающим и явно оторванным от практики.

Причина застоя в науке в общем-то ясна: пытаясь бессистемно охватить необъятное, исследователям становится все труднее устанавливать логические связи между процессами и явлениями различной природы. Кроме этого, в общей теории систем не удалось пока определить пути решения, поставленных в прошлом амбициозных задач: найти системные связи в физических, биологических и социальных процессах; развить собственную методологию теоретического анализа, применимую в науках с различными предметами и объектами исследований; дать ответ на вопрос о допустимости системных моделей и законов в истории и т.д. [1]. Известно, что развитие эмпирической базы научных дисциплин формируется существенно более медленными темпами, чем устремления исследователей в построении теоретических моделей, причем не всегда подтвержденных опытом и практикой. Разрыв между теорией и экспериментом является симптомом серьезных нарушений нормального развития любой науки [2], и сегодня этот факт имеет прямое отношение к общей теории систем. Именно поэтому, после более чем пятидесяти лет научных поисков, необходимы конкретные результаты, отвечающие исходным целям ОТС.

Очевидно, что возможный путь выхода из возникшего тупика связан с созданием структурированных информационных баз данных по научным направлениям, что позволяет применить современные методы поиска закономерностей, используя информационные технологии («Data mining»). Во многих областях знаний сегодня начинает развиваться это актуальное направление. Применение методов интеллектуального анализа информации (ИАИ) позволит преобразовывать базы данных в базы знаний, благодаря чему в будущем вполне возможна формулировка общих принципов построения системного знания. Однако, пока основной недостаток многих методов ИАИ связан с отсутствием возможности учета при анализе данных фундаментальных закономерностей, свойственных тем или иным изучаемым явлениям и объектам.

Другой путь, который считают классическим – это поиск перспективных направлений развития ОТС по отношению к различным классам систем и явлений и целенаправленное применение общесистемных принципов, характерных для действительности и позволяющих создать обобщенную теорию для различных областей знаний, в том числе и гуманитарных.

Использование естественно-научных методов в различных науках является актуальной задачей общей теории систем, т.к. область человеческого знания, связанная с естественными науками, наиболее развита. Здесь хотелось бы сказать, что в естествознании, помимо ОТС, есть теории, претендующие на определенную универсальность. В области математики – это теория вероятности и математическая статистика, которая получила широкое распространение в самых разных прикладных областях. В области физики – это термодинамика, которая стала теоретической основой для многих физических наук. Осмелимся утверждать, что синтез методологий данных наук и использование логики их построения могут дать импульс развитию ОТС.

Говоря о логике термодинамики, отметим, что ее исходные положения основаны на постулировании общесистемных закономерностей, свойственных физическим системам и установленных опытным путем [3]. Логика теории вероятности построена на принципе аксиоматизации фундаментальных закономерностей, характерных для многих явлений, в основе которых лежат случайные процессы [4]. Данные науки имеют одно общее – универсальный логический метод построения теорий, основанный на применении в своей предметной области объективного подхода в описании процессов, явлений и объектов.

В современном понимании при объективном подходе применяются методы, которые позволяют обеспечить формализацию научной задачи за счет использования при описании закономерностей, которые имеют вид количественных моделей. Важным является также формирование обширной эмпирической базы и использование инструментов для опытной проверки научных фактов и апробации их на практике.

Исходя из применения объективных подходов в ОТС, существенным является возможность постулирования или аксиоматизации общих закономерностей или исходных положений, свойственных целым классам различных систем и явлений. Это направление в ОТС развивается крайне слабо. В тоже время аксиоматический метод является одним из способов дедуктивного построения научных теорий. Известно, что аксиоматизация осуществляется обычно после того, как содержательно теория уже в достаточной мере развита и построена, а основные ее положения подтверждены сопоставлением научных результатов с опытными фактами. Пока что ОТС находится в начальной стадии этого пути, однако объем ее исходного знания уже достигает уровня, на котором возможно создание фундаментальных моделей, охватывающих разные классы систем.

Особо отметим, что построение подобных моделей непосредственно связано с проблемой изучения феномена времени и его взаимосвязи с наблюдаемыми событиями. «Время – это ключ к пониманию природы» – отмечал И. Пригожин. Сегодня этот феномен реальной действительности является предметом исследования физики, однако органически включить в фундаментальное описание природы необратимость процессов и явлений, «стрелу времени» и наблюдаемые события физике пока не удалось [5]. Возможно, что обоснование существования «стрелы времени» [6] или других фундаментальных понятий тесно связанных с феноменом времени, должно родиться не из физики, т.к. в традиционную формулировку физических законов события не входят, хотя повсеместно наблюдаются в природе. Кроме того, физика – излишне детерминированная наука, а в науках о жизни и обществе выраженный детерминизм пока преждевременен, т.к. еще не закончен этап обобщения эмпирического знания. Тем не менее сближение наук – это необратимый процесс в познании природы.

Построение фундаментальных моделей в ОТС должно идти по пути постулирования общесистемных закономерностей природы и общества, органического единства статистического и динамического описания систем и явлений, а также нового представления времени как системной категории. Именно в этой области лежат истоки научной теории как раздела общей теории систем, которую следует назвать системной динамикой или системодинамикой. Данное название уже использовалось в работах И. Пригожина и Дж. Форрестера и наиболее ясно отражает суть проблемы анализа и моделирования систем. Системодинамика, как и термодинамика в физике, может стать методологической основой для приложений ОТС.

Постановка задач исследования

В данной статье ставится актуальная цель – установить изоморфизм отдельных эмпирических закономерностей и на их основе сформулировать несколько общесистемных принципов, позволяющих разработать теорию, которая могла бы охватывать разные классы объектов и явлений. В связи с этим акцент исследования делается на анализе эмпирического материала из различных наук, выделении системных связей в физических, биологических и социальных явлениях и использовании для их описания естественно-научных методов. Предлагаемый метод системодинамики является результатом конвергенции методов естественных наук, в первую очередь, теории вероятности, математической статистики и термодинамики и представляется одним из путей разработки теорий для нефизических областей знаний.

Сегодня математизация общественных и гуманитарных наук не затрагивает их исходных положений, методологий и закономерностей, т.е. оснований данных наук. Именно поэтому для иллюстрации применения метода системодинамики выбран закон перехода количественных изменений в качественные. Данный закон имеет место во всех процессах развития природы и общества и является одним из основополагающих законов диалектики. Построение фундаментальной модели, формализующей этот всеобщий закон развития, является наглядным примером возможностей общей теории систем, методология которой претендует на универсальность.

Общие эмпирические закономерности процессов развития природы и общества

Развитие опытной базы научных дисциплин формируется различными темпами. По всем направлениям науки идет процесс создания обширных баз данных и обобщения опытных фактов. Однако, относительно не большое количество наук за годы своего существования накопило достаточно систематизированных фактов, позволяющих выйти на уровень постулирования или аксиоматизации исходных положений. Даже в естествознании перечень таких наук относительно не велик, однако они в своем развитии ушли существенно дальше, нежели ОТС. В свое время академик П.К. Анохин отмечал, что общая теория систем может претендовать на универсальность только в том случае, когда ее метод будет отнесен к самым разнообразным классам явлений [7]. Именно поэтому исходные положения ОТС должны затрагивать общесистемные закономерности природы и общества. В эмпирических знаниях человечества существует не так уж и много закономерностей подобного рода. Среди них одним из основных законов природы и общества является закон перехода количественных изменений в качественные. Согласно этому закону диалектики изменение качества объекта происходит тогда, когда накопление постепенных количественных изменений достигает определенного уровня. Сегодня в науке данный закон сформулирован в вербальной (словесной) форме, количественных моделей формализации закона не существует. Однако, несмотря на это закон перехода количественных изменений в качественные вскрывает наиболее общий механизм развития природы, общества и мышления [8]. В свою очередь, свойство устойчивости относительных частот событий – одно из основных проявлений этого закона, одна из наиболее характерных вероятностных закономерностей реальной действительности. Данное свойство связано с фундаментальной закономерностью, которая на основе эмпирического опыта человечества формулируется в таком виде: во многих случаях при многократном повторении одного и того же опыта в одних и тех же условиях относительная частота появления некоторого характерного события остается все время примерно одинаковой, близкой к некоторому постоянному числу p. Это число называют вероятностью события; к нему стремится средняя частота появления события в длительной серии опытов. Таково статистическое определение понятия вероятности возникновения события.

Например, известно, что относительная частота рождений младенцев мужского пола заметно не отличается от значения 0,515, если учтено достаточно большое число рождений. Эта частота не зависит от местности, где проводятся наблюдения, или от этнического состава населения. В свою очередь, если определять относительную частоту распада изотопа радия Ra^{226} за 100 лет, то всегда будет получаться величина 0,04184. Здесь количеством испытаний в серии является число находящихся под наблюдением атомов радия.

В статистике принято, что вероятностью события является предел, к которому стремится относительная частота появления события при неограниченном увеличении числа испытаний. При статистической оценке вероятности события необходимо, чтобы условия испытаний не изменялись. Определение относительных частот событий при проведении различных опытов чаще всего не представляет значительных сложностей, однако установление причин, вызывающих те или иные события, а тем более влияющих факторов, является далеко не тривиальной задачей.

Отметим, что свойство устойчивости частот по отношению к различным классам явлений как в природе, так и обществе, является общесистемной закономерностью. Данное свойство предопределяет существование законов распределения вероятностей случайных величин, которые в каждом конкретном случае отражают наличие связи влияющих факторов с вероятностями появления тех или иных характерных событий. Существование законов распределения также является общесистемной закономерностью реальной действительности. Вероятностные распределения для сложных событий в природе и обществе находятся путем анализа опытных данных, для чего существует множество методик обработки данных применительно к конкретным явлениям. В некоторых науках анализ опытных фактов и поиск закономерностей построены исключительно на статистической обработке информации об изучаемых событиях.

Для примера рассмотрим типовую методику оценки вероятности возникновения сложных событий по результатам экспериментов, которая хорошо отработана в токсикологии [9]. В основе данной методики лежат методы пробит-анализа, разработанные в XX веке известным энтомологом Ч. Блиссом [10]. Многочисленные опытные данные, полученные в токсикологии, радиобиологии, энтомологии, микробиологии, фармакологии, экологии и т.д. показывают, что зависимость между долей особей, у которых наблюдаются некоторые эффекты, к примеру, негативные, и количеством воздействия, например, дозой, выражается кривой, имеющей *S*-образную форму. Обычно для трансформации этой кривой в прямую линию на оси абсцисс откладывают логарифмы доз, а по оси ординат – вероятностные единицы, так называемые пробиты. Теоретического обоснования для подобной процедуры статистической обработки данных пока нет, данные методики – это междисциплинарный научный факт, когда используется универсальный метод построения зависимости “доза-эффект”.

Например, в токсикологических экспериментах оценку вероятностей событий, свойственных биологическим организмам, проводят путем установления связи между относительными частотами появления характерных событий и влияющими негативными факторами. При этом обычно изучают поведение ряда одинаковых по общим показателям живых объектов в искусственно созданных опасных условиях окружающей среды и сравнивают это поведение с поведением группы таких же объектов в обычных условиях (сравнение с контрольной группой или фоном). В процессе опыта эмпирическим путем определяют статистическую вероятность изучаемого неблагоприятного события:

$$w = \frac{i}{n}, \tag{1}$$

где i – число объектов, у которых наблюдаются негативные эффекты в опасных условиях; n – общее число объектов в опыте, связанном с изучением действия опасности.

При оценке ингаляционных токсических воздействий подобный опыт проводится следующим образом [9]. Выбираются определенные концентрации вредного вещества $C_1, C_2, ..., C_p$. В боксах создаются условия для поддержания воздушной среды с такими концентрациями вещества. В каждый из боксов помещается группа однотипных живых объектов (биологический вид, род, возраст, вес и т.д.) и периодически во времени оценивается количество объектов, у которых возникают устойчивые негативные эффекты определенной степени тяжести. Параллельно для сравнения степени воздействия среды на объекты и оценки фоновых уровней проводится опыт с контрольной группой животных в нормальных условиях окружающей среды. Это позволяет при различных внешних условиях оценить вероятности состояния системы по целой группе объектов путем регистрации характерных событий. При этом появление негативных эффектов не является равновероятным. В токсикологии благодаря специальным методикам и масштабным опытам по анализу воздействий веществ на животных накоплен громадный эмпирический материал по оценке вероятностей опасных событий.

Обычно опасность воздействия вещества характеризуется одним свойством среды (например, концентрацией вещества) и временем действия среды на объект. Время, как опасный фактор воздействия, присутствует во всех случаях реализации опасности. Обработка опытных данных опасных воздействий на живые организмы осуществляется для различных категорий токсических эффектов, имеющих разную степень тяжести последствий (события разной опасности). Чаще всего – это хроническое, острое несмертельное или смертельное воздействие (соответственно, хронический, подострый или острый эксперимент). При этом естественно, что тяжесть эффектов связана с параметрами действующих опасных факторов, в данном случае – концентрацией и временем.

Опыт практической деятельности и анализ данных, характеризующих токсические воздействия, позволили выработать общую методику оценки опасности в токсикологии (рис. 1, а). Построение вероятностных моделей риска обычно проводится на основе пробит-регрессии в координатах *пробит-ln(C)* или *пробит-ln(τ)*. Инверсное преобразование рисков в пробит-функции Pr выполняется с учетом уравнения (2), которое определяет функцию нормального распределения:

$$w(\Pr) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\Pr} exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt . \qquad (2)$$

Использование данной методики при обработке опытных данных позволяет получить линейные уравнения в преобразованной системе координат, где по оси ординат откладывается значение пробит-функции $\Pr$, определенное через значение статистической вероятности w, а по оси абсцисс – логарифм времени воздействия $\ln \tau$. Линейные зависимости строятся для разных значений концентрации вредных веществ (рис. 1, а). Обычно пробит связывают с параметрами факторов опасности в виде [9]:

$$\Pr = \alpha + \beta_\tau \cdot \ln C + \beta_c \cdot \ln \tau , \qquad (3)$$

где C – концентрация; τ – время действия вещества; α , β_τ и β_c – константы.

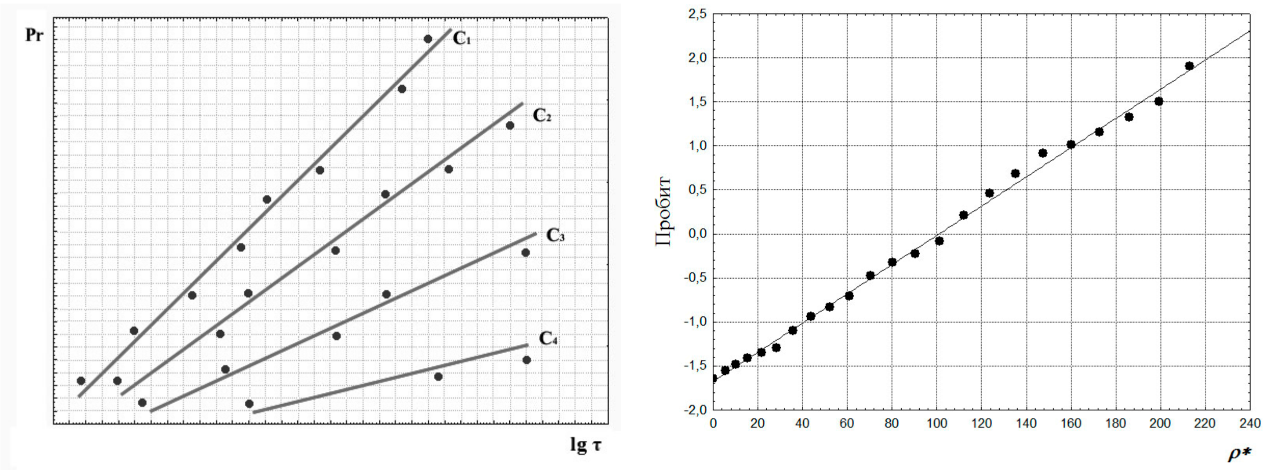
Построение зависимостей вида (3) при воздействии вредных веществ на животных осуществляется отдельно для каждой категории тяжести эффекта. Это связано с регистрацией качественно разных событий (хроническое заболевание, острое заболевание, смерть) и различиями в методах обработки данных по рискам негативных воздействий в хроническом, подостром и остром опыте [9]. Методика подобной обработки данных учитывает эмпирическую закономерность, свойственную опасным процессам при воздействии химических веществ на биологические объекты, которая имеет логарифмически-нормальное распределение вероятностей возникновения неблагоприятных событий, в частности, хронической и острой заболеваемости и смертности. Используются также и другие инверсные преобразования для распределения вероятностей, например, на основе логистического распределения. В этом случае говорят о логит-анализе данных. Подобные методики в том или ином виде широко применяются в науках, связанных с оценкой опасностей и рисков в природе и обществе.

Аналогичным образом обрабатывается также информация о естественной смертности различных биологических видов. На рис. 1, б представлены данные вероятности естественной смертности мышей от возраста, а на рисунке 2, а – распределения смертности мужчин и женщин, построенные по таблицам смертности населения России. Также обработаны данные по событиям, связанным с рождаемостью младенцев. На рисунке 2, б приведена зависимость пробита от веса новорожденных младенцев. Графики на рисунках 1 и 2 построены по эмпирическим данным, при этом пробит определяется в соответствии с (2), время τ задается в минутах, а масса m – в килограммах.

Из приведенных данных (рис. 1 и 2) следует, что для каждого биологического процесса существуют свои особенности, выражающие индивидуальные свойства зависимости вероятности характерных событий от влияющих факторов z_i, например, вида $\Pr = f(z_1, z_2, ..., z_n)$. Если на рисунках 1, а и 2, б данные описываются логарифмически-нормальным и нормальным законами распределения, то на рисунках 1, б и 2, а данные описываются распределением, которое близко к нормальному при степенном преобразовании фактора времени. Следует отметить, что это распределение при описании данных дает более адекватный результат на всем периоде жизни самцов мышей, нежели известное уравнение смертности Мейкхама.

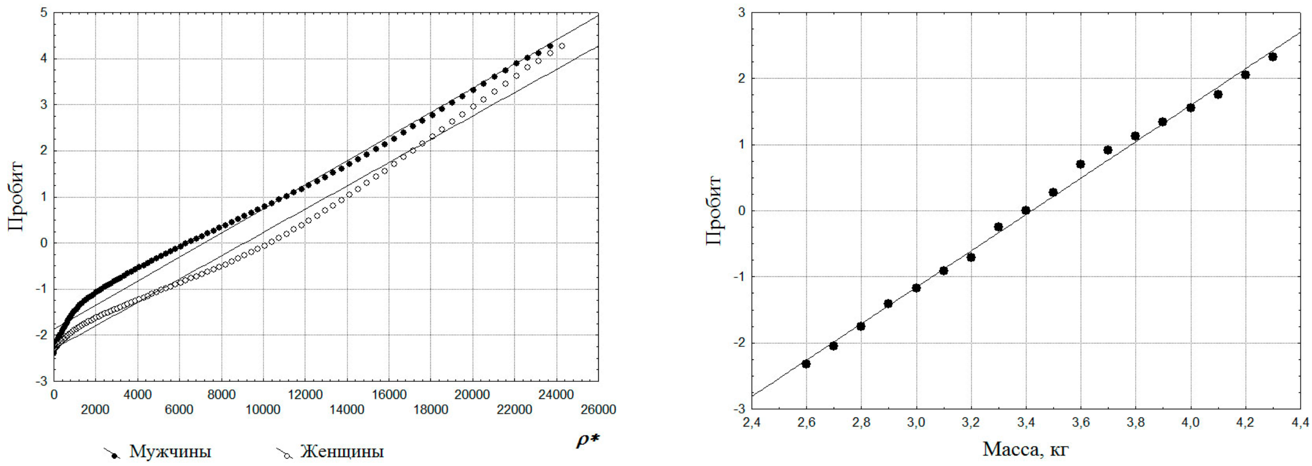
Таким образом, приведенные примеры указывают на возможность установления связей между статистическими вероятностями некоторых характерных событий, которые свойственны состояниям биологических систем, и параметрами окружающей среды. Подобные методики широко используются для установления статистических закономерностей в науках, где объем эмпирического знания сегодня является преобладающим.

Следующие два примера возьмем из области эволюции животного мира на Земле. На рисунке 3, а приведены данные об изменении числа отрядов животных за последний один млрд. лет (простейшие, моллюски, членистоногие, насекомые, рыбы, земноводные, пресмыкающиеся, птицы, млекопитающие). Видно, что распределение вероятностей возникновения отрядов имеет вид так называемой *S*-образной функции, которая вышла на насыщение в наше время. В Кембрийский период наблюдался экспоненциальный рост количества отрядов. Данные по эволюции животных в преобразованных координатах приведены на рисунке 3, б. Полученная функция имеет вид, близкий к нормальному распределению, в случае если по оси абсцисс откладывается время, возведенное в степень $\nu = 2{,}5$. Аналогично на рисунке 4, а показан процесс филогенеза приматов, который происходит в виде увеличения числа семейств приматов [11]. В нашем времени из известных за 70 млн. лет 45 семейств приматов существует 13 семейств. На рисунке 4, б приведена простая обработка данных по эволюции приматов. Известно, что к отряду приматов относится также и современный человек.



а) б)

Рисунок 1. – Распределение опытных данных по вероятностям событий: а) при оценке рисков негативных воздействий в токсикологии; б) при оценке естественной смертности самцов мышей от возраста τ_s, (Pr– Пробит, $\rho^* = \tau_s^{1,5} / 10^7$)



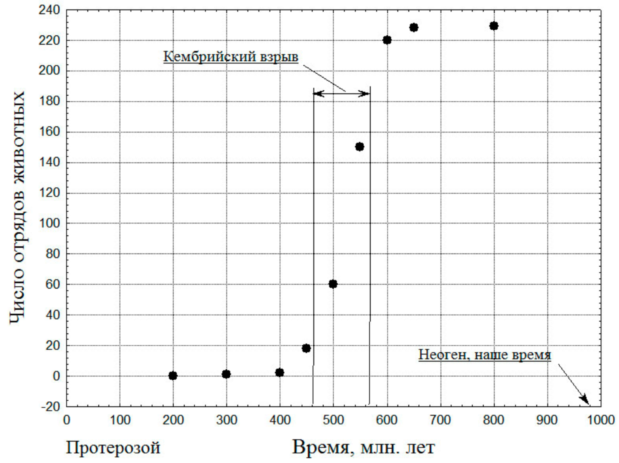
а) б)

Рисунок 2. – Распределение опытных данных по вероятностям событий: а) при оценке смертности населения России (2008 г.) в зависимости от возраста τ_s $(\rho^* = \tau_s^{2,5} / 10^{15})$; б) при оценке веса новорожденных младенцев

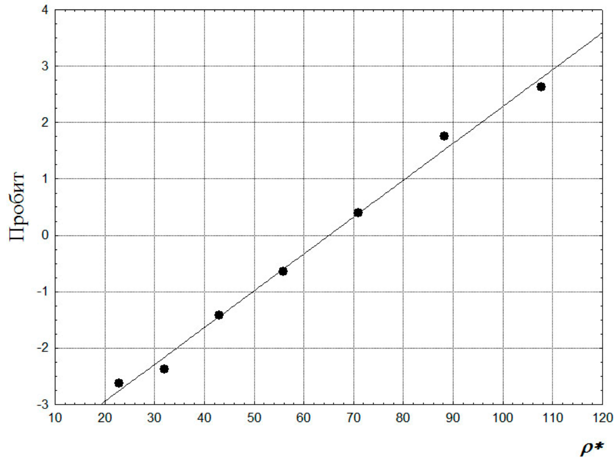
Одной из основных задач ОТС является установление закономерностей развития человеческого общества. Сегодня много внимания уделяется изучению различных опасностей в жизнедеятельности человека. В этой области накоплен обширный статистический материал, который в настоящее время систематизирован в радиологии, промышленной и экологической безопасности, охране труда, безопасности жизнедеятельности человека, в целом ряде наук о Земле и т.д.

Накопленные в течении десятилетий базы данных позволяют найти вероятностные закономерности в формировании различных событий и явлений как в природе, так и в обществе. При этом многие события самых разных классов являются индикаторами развития общества. На следующем рисунке 5, а представлены графики распределения различных опасных событий, связанных с гибелью людей. В свою очередь на рисунке 5, б представлены распределения характерных событий в техносфере. Из приведенных рисунков видно, что распределения имеют вид *S*-образных функций, которые закономерно с течением времени выходят на насыщение, предопределяя изменение качества системы.

Существование для различных событий *S*-образных распределений является важным общенаучным фактом и фундаментальной вероятностной закономерностью природы и общества. Для очень многих событий установлены те или иные законы вероятностных распределений, которые определяют статистические закономерности в изменении и развитии систем.

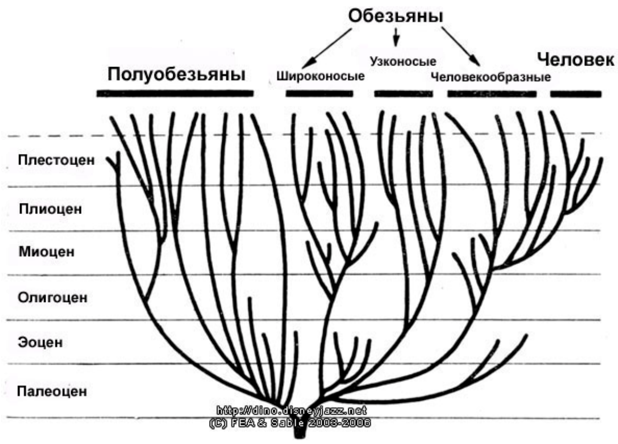


а)

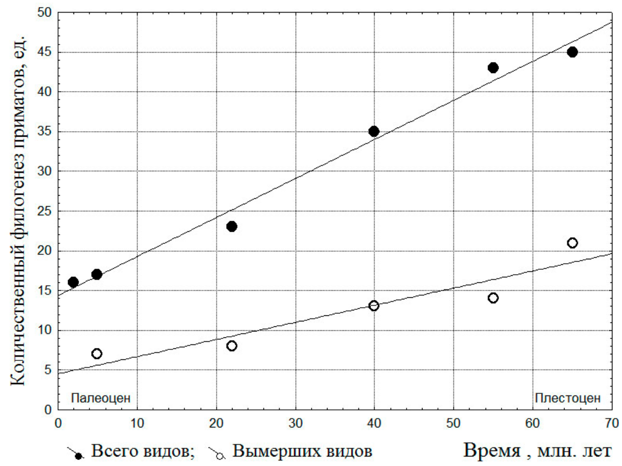


б)

Рисунок 3. – Распределение фактических данных по эволюции животных: а) процесс изменения числа отрядов животных; б) представление данных в преобразованных координатах, ($\rho^* = \tau_s^{2,5} / 10^5$)

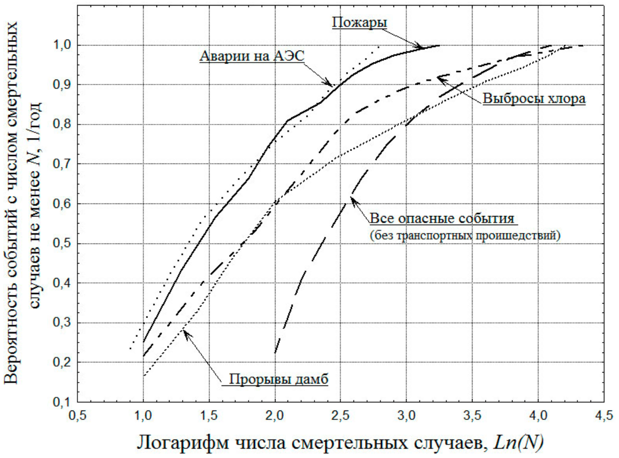


а)

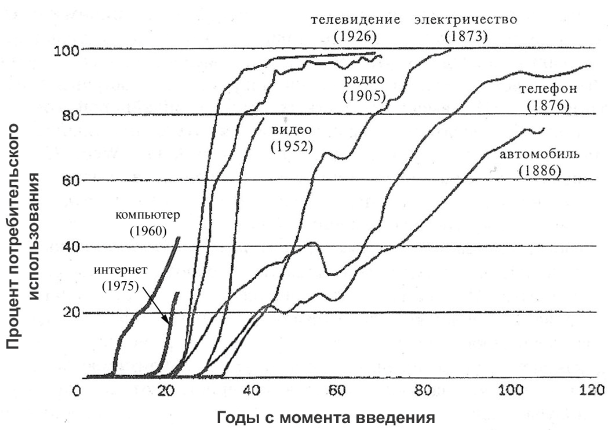


б)

Рисунок 4. – Представление фактических данных по эволюции приматов:
а) процесс филогенеза приматов; б) представление данных в числовом виде



а)



б)

Рисунок 5. – Представление данных по вероятностям событий, происходящим в обществе:
а) распределения опасных событий, связанных с гибелью людей (из книги: Маршал В. «Основные опасности химических производств»); б) распределения событий в техносфере (из книги: Гейтс Б. «Бизнес со скоростью мысли»)

Таблица 1. – Опасные события и виды их распределений

Виды опасностей	Вероятностные распределения	
	опасного события	последствий реализации опасности
Землетрясения, цунами, наводнения	Логарифмически-нормальное, Вейбулла, степенное	Парето, распределения с “тяжелыми хвостами”
Ураганы	Пуассона, степенное	Парето, распределения с “тяжелыми хвостами”
Извержения вулканов	Логарифмически-нормальное, Вейбулла	Парето, распределения с “тяжелыми хвостами”
Взрывы	Пуассона, логарифмически-нормальное	Парето, Вейбулла, гамма-распределение
Пожары	Пуассона, логарифмически-нормальное, Вейбулла	Парето, гамма-распределение
Крупные аварии	Пуассона, Вейбулла, гамма-распределение	Логарифмически-нормальное, Вейбулла, гамма-распределение
Химическая опасность	Логарифмически-нормальное	Логарифмически-нормальное, логистическое, Вейбулла
Биологическая опасность	Логарифмически-нормальное	Парето, логарифмически-нормальное
Радиационная опасность	Логарифмически-нормальное	Логарифмически-нормальное

Таблица 2. – Распределения индикаторов развития человеческого общества

Индикаторы	Вероятностные распределения	Индикаторы	Вероятностные распределения
Социально-экономические показатели стран мира [12]			
Площадь стран	Логарифмически-нормальное	Младенческая смертность	Пуассона
Население стран	Логарифмически-нормальное	ВВП на душу населения	Пуассона
Доля городского населения	Нормальное	Пользователи Интернет	Логарифмически-нормальное
Удельное потребление энергии	Гамма-распределение	Коэффициент Джини	Логарифмически-нормальное
Случаи заболевания туберкулезом	Гамма-распределение	Численность вооруженных сил	Гамма-распределение
Экспорт товаров	Логарифмически-нормальное	Обслуживание государственного долга	Логарифмически-нормальное
Экологические показатели стран Европы [13]			
Потребление электроэнергии	Логарифмически-нормальное	Доля охраняемых территорий	Гамма-распределение
Выбросы прекурсоров твердых частиц	Логарифмически-нормальное	Доля лесопокрытых территорий	Нормальное
Удельные выбросы парниковых газов	Нормальное	Добыча ископаемых на душу населения	Логарифмически-нормальное
Доля сельскохозяйственных земель	Нормальное	Сбор бытовых отходов	Логарифмически-нормальное
Использование удобрений на 1 га с/х земель	Нормальное	Использование пестицидов на 1 га с/х земель	Логарифмически-нормальное
Доля возобновляемых энергетических ресурсов	Пуассона	Доля орошаемых земель	Пуассона

Например, распределение Пуассона применяют при исследовании рисков отказов оборудования, возникновения пожаров, производственных аварий, природных катастроф типа тайфунов, смерчей; распределения Вейбулла, Парето – при исследовании землетрясений, наводнений, извержений вулканов, крупных техногенных катастроф, катастрофических пожаров; гамма-распределение – при изучении риска смертельного травматизма, числа промышленных аварий и т.д. Основные виды вероятностных распределений для разных видов опасностей даны в таблице 1.

На практике часто приходится выбирать вид модельного распределения не имея достаточного объема опытных данных, чтобы можно было бы проверить его адекватность. Выбор вида распределения обычно основывается на прошлом опыте, на знании механизма конкретного явления или на теоретических предпосылках. При ограниченном объеме данных сложность данной задачи резко возрастает, в связи с чем не всегда можно установить взаимосвязь между параметрами системы и распределениями характерных событий, появление которых связано с изменениями в состояниях системы. Тем не менее существует множество процессов и явлений, где объем опытных данных достаточен для решения этой задачи даже на эмпирическом уровне.

В настоящее время исследования, связанные с глобалистикой, оценкой развития человеческого потенциала и анализом социально-экономического развития стран и регионов мира, занимают в системном анализе важное место. Обширные базы данных (*www.hdr.undp.org;* www.*yale.edu; data. worldbank.org; www.weforum.org; www. heritage.org*) и крайне высокая актуальность вопроса определяют необходимость построения объективной теории, которая не использовала бы при получении научных выводов экспертные методы анализа информации. Существующие базы данных позволяют найти основные статистические закономерности в событиях, которые индикативно отражают состояние общества и тенденции в его развитии. Например, в таблице 2 представлены виды распределений индикаторов развития общества согласно существующих статистических данных [12, 13].

Следует отметить, что список индикаторов для оценки изменений состояния конкретных систем может быть очень большим. Анализ показывает, что статистические базы данных обычно позволяют в подавляющем большинстве случаев определить законы распределения тех или иных показателей в виде известных модельных или эмпирических распределений.

Существование распределений для социально-экономических и экологических показателей указывает на возможность оценки качественных характеристик систем на основе определения частоты появления характерных событий, которые индикативно оценивают уровень развития общества или биосферы. Учет этих закономерностей позволяет разработать модели социально-экономического развития стран и регионов мира.

Установление общих закономерностей в ОТС немыслимо без анализа информации в области естествознания, где существуют самые обширные базы систематизированных опытных фактов. В физике имеется масса примеров, связанных с оценкой состояния физических систем на основе определения вероятности событий, свойственных состояниям этих систем. Известно, что скорости молекул подчиняются распределению Максвелла, ошибки наблюдений в опыте – нормальному закону распределения, случайные блуждания частиц – распределению арксинуса, сила притяжения (отталкивания), действующая на частицу газа, который представляет собой совокупность заряженных ионов – распределению Хольцмарка и т.д.

В качестве одного важного примера покажем, что некоторые базовые положения термодинамики также могут быть получены с использованием вероятностных принципов, при этом нет необходимости обращаться к положениям статистической физики.

Используя метод Монте-Карло, проведем следующий простой и легко воспроизводимый статистический эксперимент. Предположим, что состояние системы характеризуется двумя измеряемыми независимыми параметрами x и y. В наблюдаемой области определения этих переменных $\Omega_2\{0 \le x \le x_{\max}; 0 \le y \le y_{\max}\}$ параметр x может изменяться от нуля до $x_{\max}$, а параметр y – от нуля до $y_{\max}$.

Известно [14], что вероятность попадания случайной точки в прямоугольник со сторонами, параллельными осям координат Ox и Oy, у которого правая вершина располагается в точке $A\{x, y\}$, равна:

$$\rho = P(0 \le X < x; 0 \le X < y) = [F(x,y) - F(0,y)] - \\ -[F(x,0) - F(0,0)], \quad (4)$$

где $F(x,y)$ – функция распределения двумерной случайной величины, которая для независимых случайных величин x и y равна $F(x,y) = F_1(x) \cdot F_2(y)$.

Теперь предположим, что координаты

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет

точки $A\{x, y\}$ в процессе проведения статистических экспериментов на плоскости xOy в области Ω_2 (рис. 6, а) могут быть выбраны на отрезках $[0, x_{\max}]$ и $[0, y_{\max}]$ каждый раз абсолютно случайно с учетом равномерного распределения величин x и y. Определим вероятность расположения точки $A\{x, y\}$ согласно (4) как

$$\rho = 0 \text{ при } x \le 0 \text{ или } y \le 0; \; \rho = \frac{x \cdot y}{x_{\max} \cdot y_{\max}}$$

$$\text{при } 0 < x \le x_{\max} \text{ и } 0 < y \le y_{\max};$$

$$\rho = 1 \text{ при } x > x_{\max} \text{ и } y > y_{\max}. \qquad (5)$$

При определении геометрической вероятности ρ области $(x > x_{\max};\ 0 < y \le y_{\max})$ и $(0 < x \le x_{\max};\ y > y_{\max})$ не рассматриваются, т.к. в опыте точки из этих областей не наблюдаемы.

Геометрическое место точек $\rho = const$ будет представлять собой на плоскости xOy гиперболу. Выберем на плоскости в области Ω_2 некоторую опорную точку $A_0\{x_0, y_0\}$, для которой $\rho = \rho_0$, и выполним линейное шкалирование геометрической вероятности.

Для этого точке $A_0\{x_0, y_0\}$ присвоим значение, равное, например, 0 (градусов, пунктов или баллов), а точке $A_1\{x_{\max}, y_{\max}\}$ – значение, равное 100 (градусов, пунктов или баллов). Построим линейную шкалу интервалов в виде некоторого индекса t:

$$t = 100 \cdot \frac{\rho - \rho_0}{1 - \rho_0} = 100 \cdot \frac{(x \cdot y)_t - x_0 \cdot y_0}{x_{\max} \cdot y_{\max} - x_0 \cdot y_0}. \quad (6)$$

Далее методами статистики будем устанавливать связь между геометрической вероятностью ρ и индексом t.

После пояснения общей методики статистического моделирования проведем вычислительный эксперимент применительно к имеющимся физическим данным, которые определяют состояние различных газов.

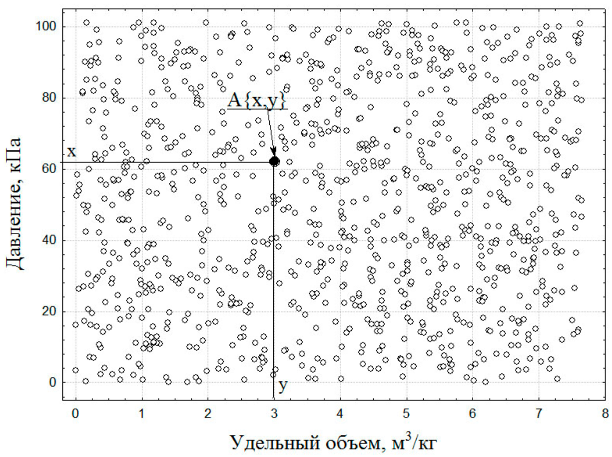
Предположим, что параметр x – это удельный объем газа, а параметр y – это давление газа p. Возьмем всего две опытные точки для произвольного газа, например, гелия. Известно, что при давлении среды, равном $p_0 = 101325\ Па$, и физических условиях, когда вода переходит в лед, удельный объем гелия равен $\upsilon_0 = 5{,}60320\ м^3/кг$. При том же давлении и физических условиях, когда вода кипит, удельный объем гелия равен $\upsilon_{100} = 7{,}65453\ м^3/кг$. Генерируя равномерно распределенным генератором случайных чисел значение параметра υ от нуля до υ_{100} и значение параметра p от нуля до p_0, получим в области Ω_2 диаграмму рассеивания физических свойств гелия, которая представлена на рисунке 6, а.

Обработка данных вычислительных экспериментов для гелия дает линейную зависимость (рис. 6, б):

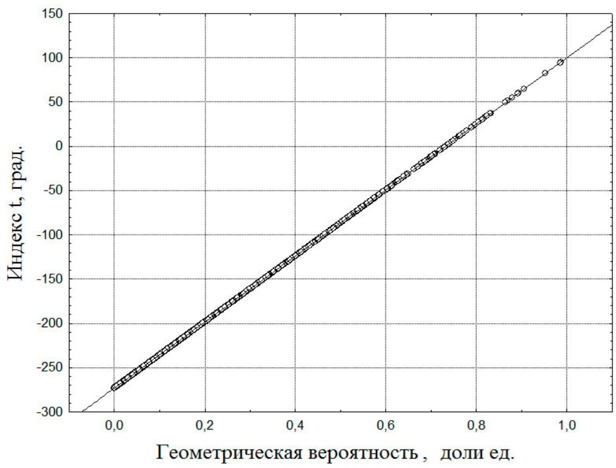
$$t = a + b \cdot \rho = -273{,}1496 + 373{,}1496 \cdot \rho. \quad (7)$$

В случае, если взять опытные данные для другого газа, например, водорода ($\upsilon_0 = 11{,}12720\ м^3/кг$; $\upsilon_{100} = 15{,}20087\ м^3/кг$), то уравнение (7) будет получено в виде: $t = -273{,}1493 + 373{,}1493 \cdot \rho$.

Аналогичным образом получим, для кислорода: $t = -273{,}1492 + 373{,}1492 \cdot \rho$; для азота: $t = -273{,}1527 + 373{,}1527 \cdot \rho$; для неона: $t = -273{,}1519 + 373{,}1519 \cdot \rho$.



а.



б.

Рисунок 6. – Результаты вычислительных экспериментов для гелия: а) диаграмма рассеивания физических свойств гелия (число экспериментов – 1000); б) зависимость индекса t от геометрической вероятности ρ

Введем согласно (7) понятие абсолютного индекса $T = T_0 + t$, тогда имеем простую линейную связь этого индекса с геометрической вероятностью в виде $T = const \cdot \rho$. Можно показать, что коэффициент T_0 связан с геометрической вероятностью системы в опорной точке A_0 и равен $T_0 = \dfrac{100 \cdot \rho_0}{1 - \rho_0} = 273{,}1494$.

Легко также показать, что константы a и b линейного уравнения (7) практически не зависят от выбора опорной точки A_0 на прямой $p_0 = 101325\ Па$, т.е. от значения удельного объема υ_0. Главное, чтобы на этой прямой выполнялось условие $\rho_0 = (\upsilon_0 / \upsilon_{100}) = 1{,}3661^{-1}$, которое определяется опытными данными нагревания идеальных газов при невысоких давлениях. Таким образом, полученные результаты носят универсальный характер и могут не привязываться к физическим свойствам конкретных газов. Например, идеального газа с параметрами $\upsilon_0 = 25{,}00\ м^3/кг$ и $\upsilon_{100} = 34{,}1525\ м^3/кг$ при давлении $p = p_0$ в природе не существует, тем не менее для этого случая уравнение (7) можно получить в виде: $t = -273{,}1494 + 373{,}1494 \cdot \rho$.

Таким образом, нами на основе статистических экспериментов найдено значение абсолютного нуля, равное по шкале t значению $t_z = -273{,}1494$ град. Из приведенных результатов видны явные аналогии с процессами построения шкал температур в термодинамике – шкалой Цельсия t и шкалой Кельвина T. Все вышесказанное позволяет сделать следующие выводы:

- проводя измерения температур по шкале Кельвина, мы тем самым определяем внутри шкалы $0 < T \le 373{,}15$ геометрическую вероятность состояния некоторой абстрактной термодинамической системы, которою называют идеальной. Вне шкалы обычно проводится распространение функции температуры на всю числовую ось $T(0, +\infty)$, т.к. известно, что любую непрерывную функцию, имеющую непрерывные производные в замкнутой области, можно распространить на всю числовую ось [15];

- значение абсолютного нуля по шкале Кельвина ($T = 0\ K$, $t_z = -273{,}1494$ °C) определяется исключительно выбранным опорным состоянием (нормальные условия: $p_0 = 101325\ Па$ и $t_0 = 0$ °C), причем единица измерения температуры находится из условия, что $\rho_0 = \dfrac{p_0 \upsilon_0}{p_0 \upsilon_{100}} = \dfrac{\upsilon_0}{\upsilon_{100}}$; $T_0 = 100 \cdot \rho_0 / (1 - \rho_0)$. При этом условно принимается, что $1^\circ C = 1\ K$. Из уравнения (7) следует, что шкала Кельвина является положительной шкалой, т.к. геометрическая вероятность $\rho \ge 0$.

- уравнение Менделеева-Клапейрона вытекает как следствие из уравнения (7). Из данного уравнения имеем:

$$T = 373{,}1494 \cdot \rho = 373{,}1494 \cdot \frac{p \cdot \upsilon}{p_0 \cdot \upsilon_{100}} = \frac{373{,}1494}{1{,}3661} \cdot \frac{p \cdot \upsilon}{p_0 \cdot \upsilon_0},$$

откуда получаем уравнение в виде: $p \cdot \upsilon = R \cdot T$, где индивидуальная газовая постоянная равна $R = 0{,}003661 \cdot p_0 \cdot \upsilon_0$, что полностью соответствует опытным термодинамическим данным [16];

- устанавливая взаимосвязь абсолютной температуры T со значениями эмпирических температур t, которые, в свою очередь, связаны с некоторыми термометрическими свойствами реальных веществ, мы тем самым определяем связь геометрической вероятности состояния идеальной термодинамической системы и термометрических свойств веществ в аналогичных условиях. Причем в термодинамике доказывается, что в качестве идеальной системы может выступать идеальный газ, состояния которого в области Ω_2 подчиняются закономерности (5), а некоторые реальные газы при низких давлениях ведут себя как идеальный газ.

Таким образом, вся термометрия науки термодинамики построена на принципе многомерного шкалирования, т.е. на установлении опытным путем для одних и тех же внешних условий соответствия между вероятностным распределением состояния идеальной термодинамической системы и эмпирическими распределениями состояний реальных термодинамических систем, оцениваемых по термометрическим свойствам веществ. Причем идеальная система предполагает, что ее параметры состояния υ и p подчинены равномерному вероятностному распределению, что не является характерным для реальных систем. Установление соответствия между состояниями проводится с помощью приборов – термометров, построенных на принципе определения различных термометрических свойств веществ и градуированных в шкалах эмпирических температур. Между абсолютной и эмпирическими шкалами температур устанавливаются количественные связи в виде функциональных зависимостей.

Обратим внимание на то, что для представленного на рисунке 6, а распределения точек, между статистической вероятностью w и геометрической вероятностью ρ существует практически функциональная линейная зависимость (рис. 7, а). Статистическая вероятность определяется отношением числа точек, лежащих в прямоугольнике $OxAy$ (на рис. 6, а он ограничен координатными осями и линиями, проходящими через точку $A\{x,y\}$ параллельно этим осям) к общему числу точек. Линейная связь характерна только для случая, когда точки равномерно распределены на плоскости $pO\upsilon$. Если статистические распределения наблюдаемых в опыте параметров не являются равномерно распределенными, то зависимость между величинами w и ρ будет иметь выраженный нелинейный характер. Например, на рисунке 7,б представлена типичная эмпирическая функция распределения некоторой случайной величины X, построенная по опытным данным. По мере увеличения количества данных о значениях случайной величины X и уменьшения интервалов Δx функция распределения величины X приближается к непрерывной функции. Известно, что относительная частота (статистическая вероятность) события $X < x$ равна:

$$w = \frac{i_x}{n}, \tag{8}$$

где i_x – количество опытов (испытаний), при которых наблюдалось значение величины X меньшее x; n – общее число опытов (объем выборки, число объектов). Для двумерной величины значение i_x – это количество опытов (испытаний), при которых наблюдалось одновременно значение величины X_1 меньшее x_1 и значение величины X_2 меньшее x_2.

При нахождении эмпирической функции распределения текущие кумулятивные частоты w обычно определяются согласно (8), при этом наблюдаемый диапазон величины X разбивается на несколько одинаковых интервалов Δx и для каждого интервала подсчитывается количество вариант этой величины Δi_q, попавших в q–й интервал. Результаты наблюдений, оформленные в виде статистических рядов, графически представляют гистограммами относительных частот. После построения гистограмм находят кумулятивные относительные частоты события $X < x$, суммируя величины Δi_q для всех интервалов, которые лежат левее значения x.

В каждом конкретном опыте нелинейность зависимости между статистической вероятностью w и геометрической вероятностью ρ связана с особенностями тех или иных явлений, в основе которых лежат случайные процессы. В подтверждение этого вывода на рисунке 8, а для области $\Omega_2(0 \le p \le p_0; 0 \le \upsilon \le \upsilon_{100})$ представлена диаграмма рассеивания физических свойств гелия при нормальном распределении точек на плоскости, а на рис. 8, б для этого случая по результатам вычислительных экспериментов показана зависимость статистической вероятности w, полученная согласно (8), от геометрической вероятности ρ.

Таким образом, если наблюдаемые события, например, опытные значения величины X, не являются равновозможными, то между статистической вероятностью w и геометрической вероятностью ρ появления события существует нелинейная *S*-образная зависимость, связанная с особенностями реальных процессов и явлений.

Теперь покажем для примера, как в статистической физике определяют связь параметров состояния идеального газа как термодинамической системы непосредственно с характерными событиями.

Известно, что в термодинамике в процессе оценки воздействия среды на молекулы как объекты наблюдения в качестве характерного события выступает факт существования молекул, обладающих различными скоростями движения или различными запасами кинетической энергии. Закон распределения скоростей Максвелла гласит, что в общем числе молекул N, находящихся в устойчивом состоянии, количество молекул, которые обладают результирующими скоростями в диапазоне значений c и $c + dc$, будет составлять dn, при этом известно, что $dn = N \cdot f(c)\,dc$. Поэтому при моделировании состояния идеального газа возможно использование закона Максвелла, согласно которому вероятность состояния, определенная по характерным событиям, может быть найдена из уравнения [17]:

$$w(c) = \frac{n}{N} = 4\pi \cdot A \int_0^c c^2 \exp\left(-h \cdot m \cdot c^2\right) dc, \tag{9}$$

где m – масса одной молекулы, а A и h – постоянные.

В статистической физике постоянные A и h определяют исходя из нормировки распределения (9). Естественно, что в случае, если $c \to \infty$ вероятность $w(c)$ равна единице. Из этого условия определяется первая константа, которая равна $A = (h \cdot m/\pi)^{3/2}$.

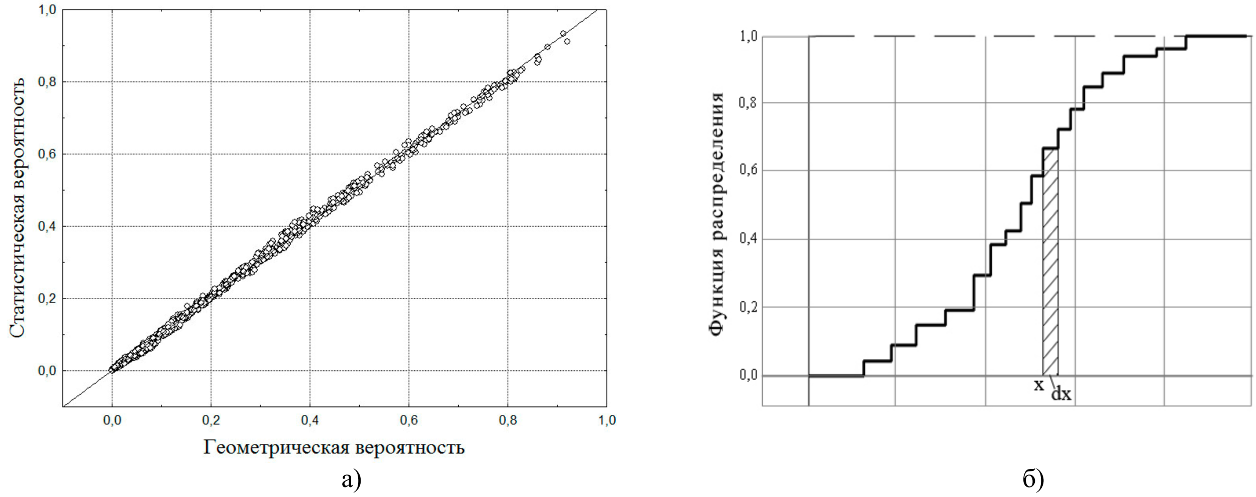


Рисунок 7. – Взаимосвязь статистической и геометрической вероятности: а) зависимость статистической вероятности w от геометрической вероятности ρ для точек равномерно распределенных на плоскости; б) определение эмпирической функции распределения некоторой случайной величины X по опытным данным

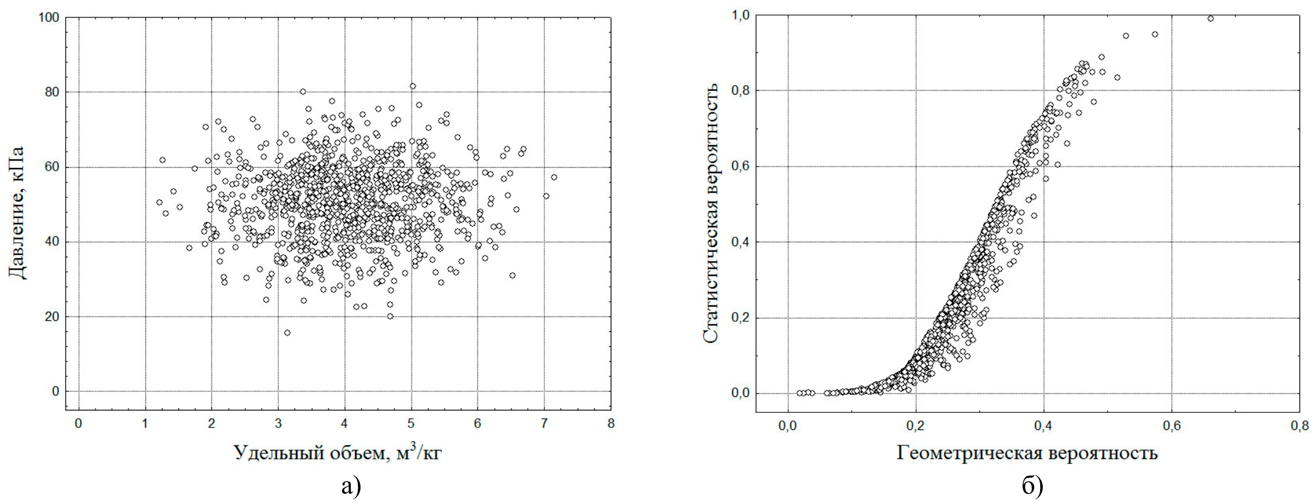


Рисунок 8. – Результаты вычислительных экспериментов для гелия: а) диаграмма рассеивания физических свойств гелия υ и p при нормальном вероятностном распределении данных (число экспериментов – 1000); б) зависимость статистической вероятности w от геометрической вероятности ρ

Вторая постоянная h определяется из условия равенства средней кинетической энергии молекул, которая находится по средней квадратичной скорости молекул C^2 с учетом распределения (9), и кинетической энергии, определяемой из основного постулата кинетической теории для идеальных газов.

Согласно основному постулату теории средняя кинетическая энергия поступательного движения молекул равна $m \cdot C^2/2 = 3 \cdot k \cdot T/2$, где k – постоянная Больцмана. Из закона Максвелла средняя квадратичная скорость молекул будет определяется уравнением [17]:

$$C^2 = 4\pi \cdot A \int_0^\infty c^4 \exp(-h \cdot m \cdot c^2)\, dc . \quad (10)$$

Откуда получают, что постоянная h равна $h = 1/(2 \cdot k \cdot T)$, и (9) представляют в виде:

$$w(c) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \left(\frac{m}{k \cdot T}\right)^{3/2} \int_0^c c^2 \exp\left(-\frac{m \cdot c^2}{2 \cdot k \cdot T}\right) dc . \quad (11)$$

Таким образом, данный подход позволяет установить связь статистической вероятности состояния термодинамической системы, которая определяется по сложным событиям, характеризующим отличия в состоянии молекул, с абсолютной температурой или, как было показано ранее, с геометрической вероятностью состояния системы. Следовательно, законы кинетической теории газов позволяют построить зависимости, которые связывают вероятности возникновения характерных событий с параметрами состояния идеальных термодинамических систем. Отметим, что параметры зависимости (11) могут быть найдены непосредственно из физического опыта, целью которого является экспериментальная проверка закона Максвелла. Методики и схемы подобных опытов достаточно отработаны, хотя и трудоемки [17].

Естественно, что поведение реальных термодинамических систем отличается от поведения идеальной системы, которая является просто абстрактной математической моделью, адекватно отражающей поведение некоторых газов при низких давлениях. Обратим внимание на то, что для построения моделей реальных систем в термодинамике используется понятие энтропии, для связи которой с параметрами состояния систем находятся зависимости вида:

$$s = s_0 + c_\upsilon \cdot \ln p + c_p \cdot \ln \upsilon \quad \text{или}$$

$$s = s_1 + c_\upsilon \cdot \ln T + R \cdot \ln \upsilon , \qquad (12)$$

где c_υ и c_p – теплоемкости. Видно, что между зависимостями (3) и (12) существуют явные аналогии, суть которых будет раскрыта далее. Идея построения зависимостей вида (3) и (12) состоит в установлении связей между опытными оценками статистической вероятности события и геометрической вероятностью распределения параметров влияющих факторов, которая является исходной моделью при равновозможных исходах испытаний.

Таким образом, выше рассмотрены два способа построения вероятностных моделей. В науках, связанных с оценкой опасностей и рисков, отработаны методики построения моделей на основе опыта, которые позволяют непосредственно устанавливать связь между статистической вероятностью состояния системы, определяемой по характерным событиям, и параметрами состояния этой системы. В термодинамике же проводится шкалирование геометрической вероятности идеальной термодинамической системы, т.е. создается шкала температур для всего класса объектов. После этого находится связь между параметрами и вероятностями состояния термодинамической системы в виде уравнения состояния $f(\upsilon, p, T) = 0$ или зависимости энтропии от параметров состояния вида (12).

Существующие способы построения вероятностных моделей, как будет показано далее, имеют теоретическое обоснование. Прежде чем перейти к обобщению этих способов, покажем возможности их применения для некоторых более сложных явлений. Например, при изучении биоразнообразия планеты накоплен значительный объем опытных фактов, который представлен в виде баз данных и всемирно известных энциклопедий [18, 19]. На рисунке 9, а приведены данные доц. Звягинцевой А.В. по биоразнообразию приматов в виде диаграммы рассеивания, которая дает представление о зависимости средней массы особей (m) от их средней продолжительности жизни в неволе (τ_l). Как видно из рисунка, распределение точек, характеризующих положение конкретного вида приматов на диаграмме рассеивания, уже не является равновероятным, а подчинено некоторой вероятностной закономерности. Определим статистическую вероятность изменения числа видов как:

$$w_n = P(0 \le \tau_l < \tau_{l,\,вида},\, 0 \le m < m_{вида}) = \frac{i}{n}, \quad (13)$$

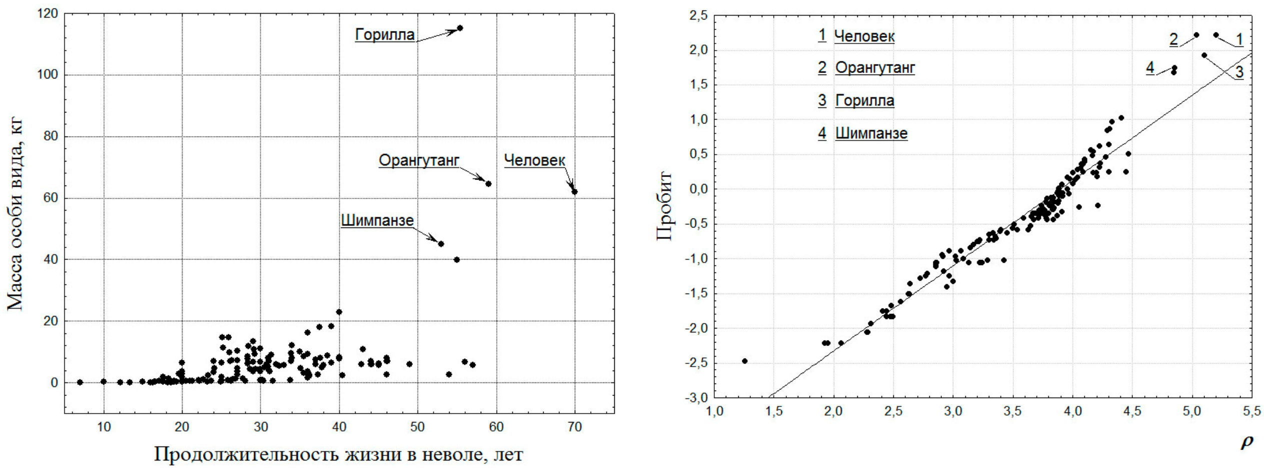
где i – число всех видов, для которых выполняется приведенное неравенство $(0 \le \tau_l < \tau_{l,\,вида},\, 0 \le m < m_{вида})$, а n – общее число существующих видов приматов.

Установлено, что вероятность событий, связанных с существованием видов, подчиняется нормальному закону распределенияе. Поэтому, применяя методику обработки данных, подобную (1) – (3), получим связь вероятности изменения числа видов в зависимости от средней продолжительности жизни (τ_l) и средней массы (m) особей в виде:

$$\Pr = -4{,}780 + 0{,}281 \cdot \ln m + 1{,}226 \cdot \ln \tau_l . \quad (14)$$

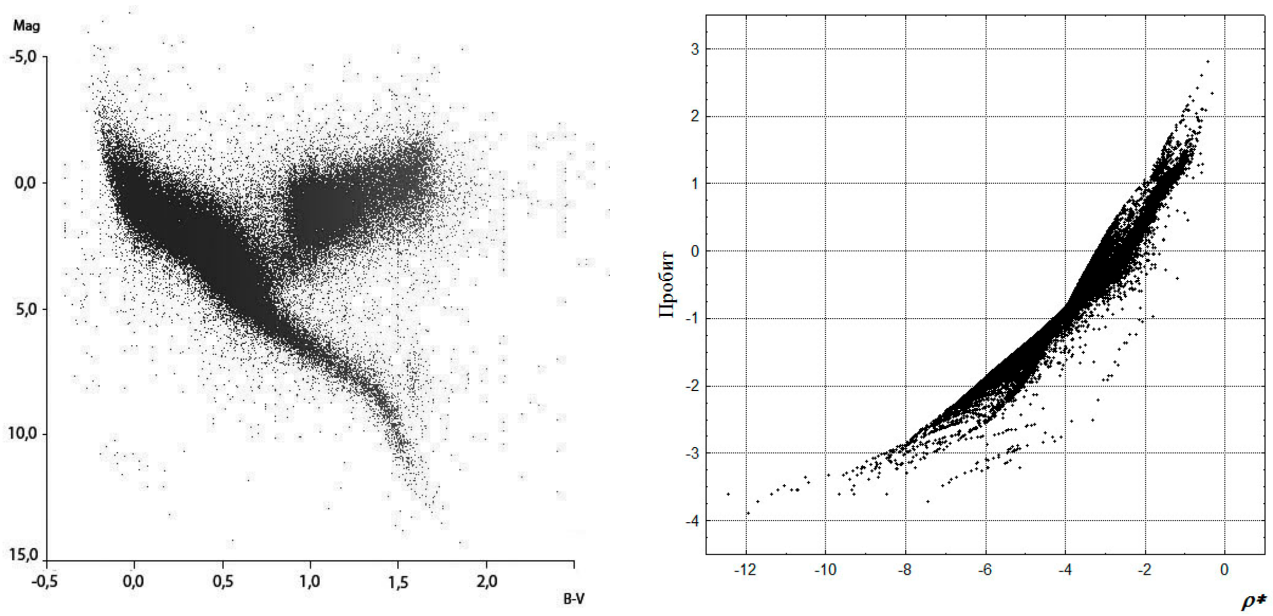
Из приведенных на рисунке 9, б результатов следует, что в данном случае можно непосредственно описать опытные данные зависимостью вида (14) без привлечения процедуры шкалирования геометрической вероятности. Данная процедура будет необходима в случае, когда зависимость (14) будет строиться для значительно более обширного класса объектов, например, млекопитающих или всех животных в целом. Тогда возникнет необходимость введения некоторого легко определяемого параметра, который характерен для всех видов животных.

В заключение, перед тем как сделать выводы, изучим два физических явления. В первом случае рассмотрим класс макрообъектов из астрономии – ближайшие звездные системы. В 1989 году Европейское Космическое Агентство (ESA) осуществило запуск космического аппарата HIPPARCOS (HIgh Precision PARallax COllecting Satellite – "спутник для сбора высокоточных параллаксов"). Космический аппарат проработал на орбите 37 месяцев, в результате чего был собран обширный экспериментальный материал. Обработка этого материала привела к созданию каталога Hipparcos, содержащего информацию о 118218 звездах [20]. На рисунке 10, а по данным каталога приведена диаграмма Герцшпрунга-Рессела для звезд, удаленных от Солнца на расстояние до 500 парсек.



а) б)

Рисунок 9. – Обработка данных по биоразнообразию приматов: а) диаграмма рассеивания для 150 видов приматов с известной продолжительностью жизни и массой особей; б) вероятность изменения числа видов w_n в преобразованных координатах $Пробит - \rho^*$, $\left(\rho^* = \ln\left(\tau \cdot m^{0,229}\right)\right)$



а) б)

Рисунок 10. – Пример представления данных по оценке вероятностей событий в астрономии: а) диаграмма Герцшпрунга-Рессела для звезд Hipparcos, находящихся ближе 500 парсек; б) представление данных астрономических наблюдений в преобразованных координатах $Пробит - \rho^*$; $\left(\rho^* = \ln\left(bv_* \cdot mag_*^{3,157}\right)\right)$

Построим распределения статистической вероятности состояния звезд вида:

$$\Pr = \alpha_0 + \alpha_b \cdot \ln(mag) + \alpha_m \cdot \ln(bv), \quad (15)$$

где mag – средняя звездная величина; bv – показатель цвета $B - V$; α – константы.

В уравнении (15) величина Pr может определяться исходя из вероятностной оценки различных случайных величин или событий. Например, можно оценить статистическую вероятность распределения звезд по их массе, температуре поверхности, спектральному классу, удалению от Солнца или положению в пространстве и т.д. Определим вероятность состояния звездной системы для диаграммы Герцшпрунга-Рессела как:

$$w_k = P\left(mag_{\min} \le mag < mag_k,\ bv_{\min} \le bv < bv_k\right) = \frac{i}{n}, \quad (16)$$

где i – число всех звезд, для которых выполняется приведенное неравенство $(mag_{\min} \le mag < mag_k, bv_{\min} \le bv < bv_k)$; k – индекс выбранной на диаграмме произвольной k–звезды; n – общее число, представленных на диаграмме звезд.

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет

На рисунке 10, б приведены результаты обработки данных о свойствах звезд Hipparcos. В процессе анализа данных устанавливалась связь пробита, определенного в соответствии с уравнениями (16) и (2), с вероятностями попадания равномерно распределенных случайных величин mag и bv в наблюдаемые в опыте интервалы $l_m = mag_{\max} - mag_{\min}$ и $l_{bv} = bv_{\max} - bv_{\min}$. Так как функции плотности вероятности в первом и втором случае равны

$$f(mag) = \begin{cases} 1/(mag_{\max} - mag_{\min}) \ \textit{внутри} \ l_m \\ 0 \ \textit{вне} \ l_m \end{cases}$$ и

$$f(bv) = \begin{cases} 1/(bv_{\max} - bv_{\min}) \ \textit{внутри} \ l_{bv} \\ 0 \ \textit{вне} \ l_{bv} \end{cases},$$

то в обоих случаях функция распределения геометрической вероятности $\rho(x) = \int_{-\infty}^{x} f(x)dx$ имеет вид:

$$\rho(x) = \begin{cases} 0 \ \textit{при} \ x \le x_{\min} \\ \dfrac{x - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \ \textit{при} \ x_{\min} < x \le x_{\max} \\ 1 \ \textit{при} \ x > x_{\max} \end{cases}. \quad (17)$$

В результате обработки опытных данных была получена общая зависимость в виде:

$$\Pr = 1{,}71 + 0{,}64 \cdot \ln\left(bv_* \cdot mag_*^{3{,}157}\right), \quad (18)$$

коэффициент корреляции которой составил 0,962. Здесь $bv_* = (bv_* + 0{,}4)/3{,}09$ и $mag_* = (mag + 6{,}63)/20{,}93$.

На рисунке 10, б просматриваются две пересекающиеся пробит-зависимости, одна из которых проходит более круто, чем вторая. Более пологая зависимость соответствует главной последовательности звезд на рисунке 10, а, более крутая зависимость – области точек высокой плотности, расположенных над главной последовательностью.

Теперь рассмотрим второе физическое явление – метеорологические процессы, определяющие состояние атмосферы над обширной территорией. В настоящее время ДонНТУ создана автоматизированная система экологического мониторинга Донецкого региона (АКИАМ, *www.akiam.org.ua)*. Система содержит информацию о состоянии атмосферы региона с 2000 по 2010 годы, которая охватывает более 1 млн. наблюдений, полученных с периодичностью в 6 часов. К перечню метеорологических параметров, которые хранятся в базе данных, относятся: направление и скорость ветра, температура, относительная влажность и давление атмосферного воздуха, парциальное давление водяного пара, атмосферные явления и т.д. Результаты обработки данных наблюдений по оценке вероятностей событий, связанных с формированием метеорологических параметров, приведены на рисунках 11, а – 11, г. Графики построены по данным предоставленным В.Павлием. В процессе анализа оценивалось существование связи между статистическими и геометрическими вероятностями для наблюдаемых параметров. Приведенные рисунки указывают на тесную связь между этими вероятностями для ряда метеорологических параметров, при этом существуют определенные группы наблюдений, которые отвечают тем или иным характерным процессам формирования погоды в регионе. Как видно из рисунков этим группам данных соответствуют семейства линий, отражающих особенности метеорологических процессов.

Для параметров сложных систем, которые медленно меняются во времени, связь между статистической и геометрической вероятностями имеет вид практически функциональной зависимости. Например, на рисунках 12, а, б приведены зависимости для двух индикаторов, используемых при оценках социально-экономического развития стран мира.

Теперь можно обобщить результаты и сформулировать общие выводы по данному разделу. Как видно из приведенного материала, для целого ряда процессов и явлений возможно выявление характерных событий или их характеристических случайных величин, которые содержат информацию о состояниях систем наряду с параметрами, определяющими те или иные свойства этих систем. Также во многих случаях опытным путем можно установить взаимосвязь между состояниями системы и распределениями случайных событий, тесно связанным с условиями, в которых проводится наблюдение за поведением системы. Если количественные свойства систем однозначно характеризуются измеряемыми параметрами, то статистические вероятности событий, которые часто являются результатом опыта, позволяют судить о качественных характеристиках систем.

Обобщая результаты всех примеров, можно сказать, что на практике при обработке опытных данных широко используются эмпирические методы построения моделей, когда устанавливают связь функций геометрических и статистических распределений величин с параметрами систем.

В первом случае вводится понятие абсолютного индекса системы T как линейной функции геометрической вероятности ρ, т.е. $T = a \cdot \rho$. На основе этого индекса со стороны свойств строится шкала измерений как модель геометрической вероятности для n-мерной случайной величины, определенной в области Ω_n. Данная область задается наблюдаемыми диапазонами изменения параметров свойств z_k.

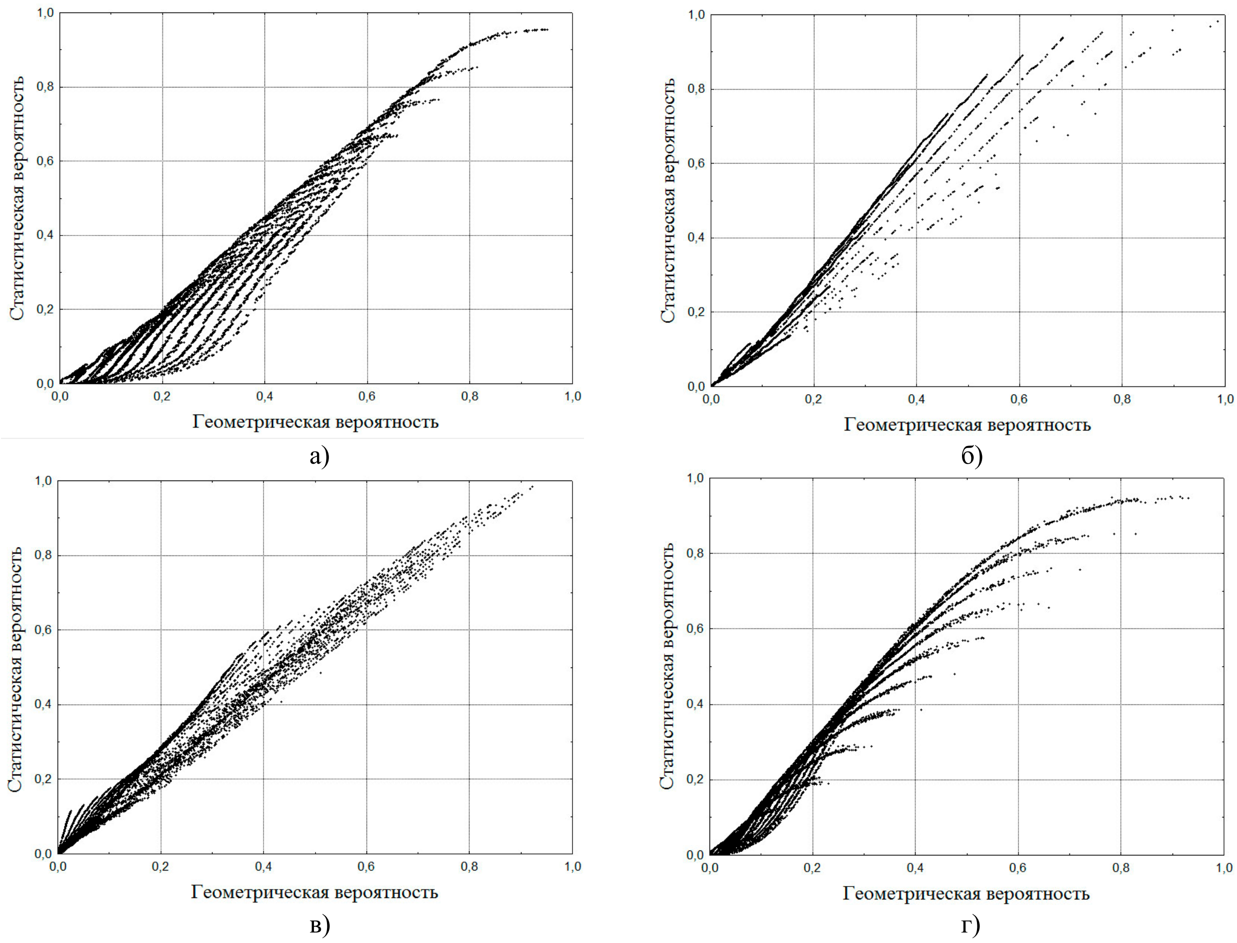


Рисунок 11. – Примеры представления данных по оценке вероятностей событий при формировании погоды в Донецком регионе (12 000 наблюдений): а) температура воздуха; б) скорость ветра; в) направление ветра; г) парциальное давление водяного пара

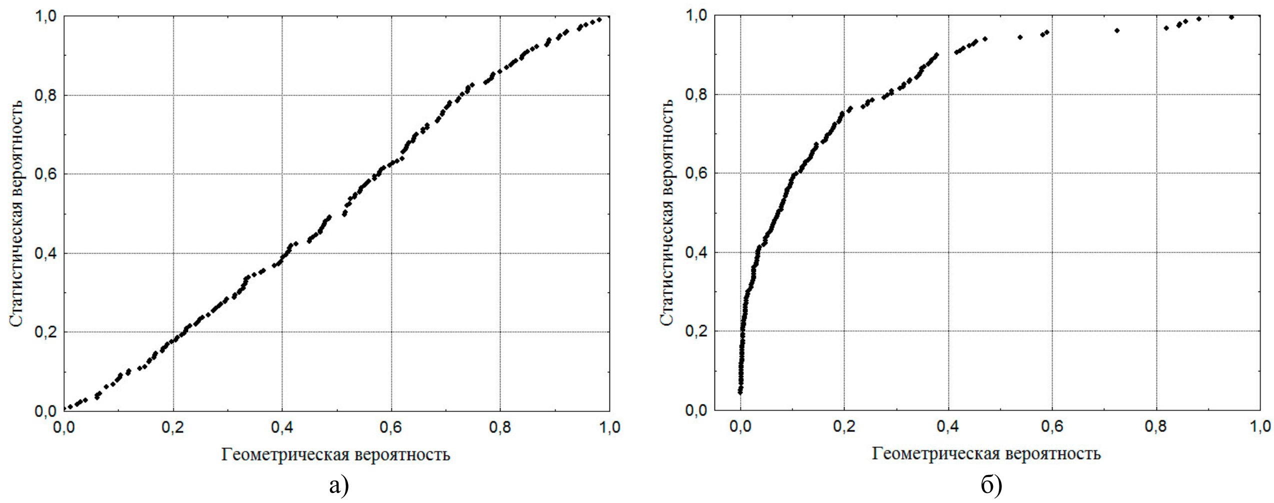


Рисунок 12. – Примеры представления данных по оценке вероятностей событий в процессе социально-экономического развития стран мира: а) доля городского населения стран; б) удельное потребление энергии странами

Для создания шкалы и определения постоянной a выбирается некоторое характерное состояние M_0 с известными параметрами свойств системы $M_0(z_{01}, z_{20}, .., z_{n0})$, которое является опорным состоянием для всего изучаемого класса объектов и для которого принимается, что $T(M_0) = T_0$.

Опорные свойства могут привязываться к эталонному объекту, который находится в некотором легко воспроизводимом состоянии. В отдельных случаях за опорные свойства могут быть приняты параметры эталонного объекта, наблюдаемые в период времени, который задан в качестве начальной точки отсчета при построении шкалы.

Для определения единицы измерения линейной шкалы абсолютного индекса и построения модели системы дополнительно строится некоторая шкала эмпирического индекса. С этой целью кроме точки M_0 выбирается второе опорное состояние, например, состояние с максимальными значениями параметров свойств эталонного объекта, которые наблюдались в процессе изучения поведения системы. Вариантов выбора опорных состояний может быть множество. В термодинамике опорные состояния для эмпирических шкал температур привязываются к фазовым точкам замерзания и кипения воды. Опорные точки для фондовых индексов привязывают к определенным моментам времени (например, индекс Уилшир-5000 имеет базисное значение, установленное на 31 декабря 1980 года). Шкала бальной оценки землетрясений позволяет сфорировать исторически наблюдаемый массив этих стихийных явлений в двенадцатибальной шкале порядка и т.д. Так формируются различные эмпирические индексы, которые могут иметь связь с абсолютным индексом системы. Эта связь устанавливается на основе опытных данных, в результате чего определяется уравнение состояния системы. Данный подход, связанный с построением уравнений состояний, наиболее развит в термодинамике. Следует отметить, что шкала абсолютного индекса системы должна являться шкалой отношений, т.е. иметь абсолютное начало отсчета, единицу измерения и бесконечную числовую ось.

Во втором случае единая шкала оценки вероятностей w_j согласно (8) строится со стороны качеств как общая модель статистического распределения для каждого характерного j-того события. Основой данного подхода является предположение о виде случайного процесса, для которого все распределения компонентов вектора $\mathbf{w}(\tau) = \{w_1(\tau), w_2(\tau), .., w_m(\tau)\}$ считаются известными, например, нормальными. Для построения шкалы используют функцию распределения в инверсном виде с известными характеристиками распределения. Например, для нормально распределенных величин этим способом строится шкала пробита в интервале $\Pr\{-\infty, +\infty\}$ для инверсного преобразования со средним, равным нулю, и дисперсией, равной единице. На основе опытных данных пробит связывают с параметрами системы путем определения уравнения регрессии относительно логарифмов параметров свойств. Данный способ построения единой шкалы широко используется в науках, связанных с оценкой рисков.

При таком построении вероятностных моделей обычно используется принцип взаимосвязи статистического и геометрического определения вероятности. Исходные допущения предполагают, что статистическая вероятность событий определяется только на основе опыта и обладает свойством устойчивости относительных частот, причем статистические распределения существуют и не являются равномерно распределенными. В свою очередь, считается, что параметры свойств систем измеряемы, причем для описания шкал измерений параметров для каждого свойства может использоваться геометрическая вероятность, т.к. процессу измерения в идеальном случае свойственно понятие равновозможности.

Второй способ обработки данных проще, однако часто он не позволяет провести обобщение метода на весь класс объектов или явлений, т.к. не всегда существует характериное событие, наблюдаемое на всей области изменения параметров системы. Например, в токсикологии для различных категорий воздействий (хроническое, острое, смертельное) определяют различные зависимости вида (3), т.к. оценивают вероятности возникновения качественно разных событий. Точно также в примере обработки данных по биоразнообразию результаты, полученные для приматов, нельзя распространить на всех животных, т.к. каждый отряд животных будет иметь свою область изменения параметров. Метод шкалирования, принятый в термодинамике, позволяет в некоторых случаях решить эту проблему и построить единые шкалы измерений при различных видах воздействий для обширного класса объектов. Оба способа дополняют друг друга и позволяют в опытных данных выявлять закономерности, которые можно использовать при построении моделей систем.

Исходя из сказанного выше можно сформулировать следующую задачу: если допустить, что установленные статистические закономерности обладают некоторым изоморфизмом, то возможно ли на его основе развить теорию системодинамики применительно к самым разным классам систем? Опытные факты и статистические закономерности лежат у истоков создания практически всех наук, поэтому универсальность данных статистических закономерностей очевидна, т.к. они свойственны как естественным, так и гуманитарным областям знаний.

Установление функций вероятностных распределений и их связи с влияющими факторами, т.е. условиями, при которых формируются события или наблюдаются случайные величины, позволяет с новых позиций определить понятие состояния системы. При любом построении теории роль состояния системы всегда является основным объектом теории.

Устойчивость относительных частот и существование законов распределения для случайных величин относятся к общесистемным закономерностям, на основе которых могут быть построены фундаментальные модели в ОТС для разнообразных классов явлений. Покажем, что используя статистические характеристики процессов и относительно простой математический аппарат системодинамики, можно получить целый ряд новых закономерностей общего характера, свойственных разнообразным классам явлений.

Основные определения, принципы и постулаты системодинамики

Определим *системодинамику* как науку о закономерностях процессов изменения и развития систем во времени. Любое исследование и изучение систем начинается с эмпирических процедур измерения и наблюдения. С помощью измерения дается количественная характеристика свойств объектов и систем, наблюдение преимущественно позволяет устанавливать факты (события, эффекты, явления) количественных и качественных изменений в состоянии систем. Будем считать, что любое изменение системы во времени как единого целого, а тем более ее развитие, связано с качествами и свойствами и может быть оценено только на основе опыта путем установления общих статистических закономерностей, которые свойственны совокупному процессу изменения состояния. Любое изменение отдельного свойства системы в любом процессе изменения состояния также оценивается на основе опыта, однако может быть выделено отдельно и представлено в виде более простой статистической закономерности. В свою очередь, для описания состояния любой системы может быть построена некоторая среда моделирования, обладающая заданными свойствами и позволяющая представлять динамические закономерности в виде математических зависимостей как для каждого свойства, так и для всей системы в целом.

Статистические закономерности, которые свойственны системе, могут быть представлены в виде различных семейств зависимостей в данной среде моделирования.

В литературе, посвященной системным исследованиям, существует множество подходов к определению понятия «система» [21]. Учитывая специфику поставленной задачи, будем использовать понятие системы, которое принято в философии [8]. Исходя из этого, дадим следующие определения. *Система* – совокупность взаимосвязанных элементов, находящихся в отношениях и связях между собой и образующих некоторую целостность, единство. *Класс* систем (объектов) – совокупность однотипных объектов, обладающая общими свойствами и качественными признаками. *Объект воздействия* – система или ее элементы, на которые воздействуют факторы окружающей среды. *Окружающая среда* – совокупность физических, природных, биологических, социальных, техногенных и других условий, в которых находится объект воздействия. *Воздействие* – действие некоторого фактора окружающей среды на уровне, при котором у объекта с течением времени появляются устойчиво наблюдаемые изменения.

Исходя из этого можно сказать, что системодинамика будет рассматривать систему только в концептуальной совокупности окружающей среды и объектов воздействия, находящихся под действием факторов среды. Понятие абсолютно изолированной системы, которое часто применяется в науке, будем рассматривать как относительно грубое допущение, считая, что подобное наблюдается редко и может применяться только как некоторое мыслимое приближение реальности в отдельных случаях и при особых условиях.

Изначально не делаем предположений о том, является ли изучаемая система живой или не живой. Нет ограничений на количество объектов и элементов, входящих в систему, а также условия их взаимодействия между собой и с окружающей средой. Накладываем только ограничение, что система подвержена медленным и непрерывным (эволюционным) изменениям во времени, в связи с чем исключены любые скачкообразные (революционные) изменения. При этом особо отметим, что эволюционные изменения в системе должны быть наблюдаемы и представлены в виде фактов (событий, явлений, эффектов), в свою очередь, меняющиеся во времени параметры свойств системы должны быть измеряемы. Такая постановка задачи требует от метода системодинамики при описании и анализе опытных данных необходимости учета общих закономерностей процессов изменения и развития систем. Сформулируем основы системодинамики, исходя из объективных закономерностей природы и общества, которые можно представить в виде трех принципов.

Первый принцип – это относительность количественных свойств объектов и абсолютность принятых процедур их измерения. *Второй принцип* – эмпирические факты устойчивости относительных частот и существования функций распределения статистических вероятностей для большинства наблюдаемых в природе и обществе событий. *Третий принцип* – взаимосвязь совокупности качественных и количественных характеристик систем, которая с течением времени проявляется в наблюдаемых изменениях в состоянии систем под действием внешних условий окружающей среды. Данные принципы для большинства объектов, процессов и явлений подтверждены практическим опытом человечества.

Отсюда следует основная логическая идея построения теории системодинамики, которая заключается в определении общесистемных связей между предшествующими, текущими и последующими состояниями систем различных классов. Этого можно достигнуть путем установления соответствия между статистическими и динамическими закономерностями, определяющими процессы изменения и развития систем во времени. В свою очередь, методология системодинамики будет вытекать из применения теории верятности и математической статистики, логических основ термодинамики и методов интеллектуального анализа информации применительно к базам данных опытных фактов, которые накоплены при наблюдениях различных систем и явлений.

Исходя из сказанного выше, будем понимать под *статистической* закономерностью любую устойчивую тенденцию в изменении системы, которая установлена на основе статистических данных, полученных в опыте. В свою очередь, под *динамической* закономерностью будем понимать приближенное описание тенденций изменения системы, полученное в виде зависимостей с помощью некоторой среды моделирования.

Известно, что каждый предмет (объект) обладает определенным количеством основных свойств, единство которых и является его качеством. Поэтому под *состоянием* системы будем подразумевать совокупность ее качественных и количественных характеристик, которые формируются под действием внешних условий в каждый конкретный момент времени.

Таким образом, *первой основой* для характеристики состояния является количественная определенность системы, связанная с ее свойствами. Изменение во времени количественной определенности системы будем связывать с динамическими закономерностями ее развития. Совокупность свойств определяет количественную сторону системы через параметры ее состояния, которые могут быть измерены. Изначально, в основе построения любых моделей систем лежат процедуры измерения, которые позволяют количественно описать свойства объектов, определить параметры и построить шкалы отношений для измерения этих свойств. В общем случае процедуры измерения свойств являются составной частью любой системы моделирования. Отметим, что не все переменные, характеризующие количественные изменения в системе, могут быть представлены в виде параметров свойств. Для упрощения будем считать *параметром* (индикатором) некоторую переменную величину, которая удовлетворяет следующим требованиям:

а) является атрибутивной переменной для данной системы и количественно характеризует какое-либо ее объективное свойство, которое может быть численно определено за счет применения общепринятой процедуры определения (измерения) данной величины;

б) полностью соответствует понятию системы положительных скалярных величин, т.е. обладает свойствами транзитивности, коммутативности и монотонности сложения, возможности реализации деления и т.д. [22];

в) имеет шкалу измерения в виде шкалы отношений, которая содержит абсолютное начало отсчета, единицу измерения величины и бесконечную положительную числовую ось;

г) вся процедура определения параметра основана на использовании некоторой системы измерений, принятой по соглашению, в которой универсальной шкалой свойства охватывают различные классы изучаемых систем и объектов. Система измерений строится по принципу произвольного выбора значения величины из непрерывного множества точек шкалы отношений, в связи с чем факты случайного выбора (измерения) значения параметра свойства на любом интервале шкалы являются несовместными и равновозможными событиями.

Определение абсолютного начала отсчета требует установления определенной связи в процессе измерения с атрибутами системы и отказа от произвольного выбора начала отсчета. Для этого жестко связывают начало шкалы измерений данной атрибутивной переменной с качественными атрибутами, например, ноль массы – отсутствие вещества, ноль длины – отсутствие объекта, ноль давления – отсутствие силового воздействия на объект, ноль численности – отсутствие элементов системы и, как следствие, всей системы в целом и т.д.

Каждое измерение по отношению к конкретному объекту или явлению является *относительным* (релятивным), т.к. дает возможность определить в данный момент времени значение параметра свойства во взаимосвязи с изменениями других свойств системы, однако любой процесс измерения как единое целое содержит в себе элементы *абсолютного*. В этом смысле построение сред моделирования и шкал измерения величин абсолютно, т.к. абстрактно направлено на определение параметров свойств любых объектов и систем вне взаимосвязи их с другими свойствами и вне отношения к конкретным объектам. В таких средах в математическом отношении параметры выступают как независимые величины. Будем связывать установление статистических закономерностей, свойственных системе, с относительным измерением, а установление динамических (моделируемых) закономерностей в ее изменении и развитии – с абсолютным измерением. В качестве основной *модельной* закономерности абсолютного процесса измерения каждого свойства принимаем условие случайного *равновозможного* выбора любого значения параметра свойства на определенном интервале шкалы измерения величины. Естественно, что опытные данные, связанные с относительными измерениями параметров свойств конкретного объекта в принятых шкалах отношений, уже не будут иметь равномерное распределение.

Свойство, для которого может быть определен параметр, удовлетворяющий приведенным выше требованиям (а) – (г), будем называть *абсолютным*, в свою очередь, абсолютным будем называть также пространство свойств, образованное совокупностью всех абсолютных свойств системы. Исходя из этого, в понятиях математики абсолютное пространство свойств будет представлять собой логически мыслимую форму, которая служит средой для построения моделей. Другими словами в абсолютном пространстве свойств могут быть построены конструкции (модели), отражающие уже относительность, полученных в опыте, количественных и качественных характеристик конкретных объектов и систем.

В этом плане время, в том виде в котором оно сегодня используется в системах измерений, не может быть представлено свойством, т.к. принятая хронологическая шкала времени является шкалой интервалов без абсолютного начала отсчета. В математическом выражении время по отношению к свойствам является общим параметром, т.к. возможно представление всех параметров свойств через параметрические уравнения относительно времени. Для того, чтобы время было представлено как свойство системы, в каждой конкретной задаче необходимо задание начала отсчета времени (задание начальных условий). В свою очередь, длины, объемы, массы элементов и всей системы, численности элементов, многие физические, химические и биологические величины и т.д. будут выступать параметрами свойств, т.к. соответствующие шкалы измерений величин имеют абсолютные начала отсчетов.

Второй основой для характеристики состояния является качественная определенность системы, которая может меняться с течением времени в процессе изменения внешних условий окружающей среды. Изменение качественной определенности системы во времени вызвано статистическими закономерностями ее развития, и определяется взаимосвязью всех ее процессов и отношений. При воздействии изменение качественных признаков системы обычно связано с наблюдаемыми событиями (явлениями, эффектами) или их характеристическими случайными величинами (опытными данными). Исходя из классического определения, будем считать наблюдаемыми в системе *событиями* любые факты, которые могут произойти или не произойти. При этом вероятность событий будет непосредственно зависеть от условий, в которых находится данная система. Именно регистрация событий позволяет характеризовать качественную сторону системы. При этом мы можем говорить о существовании пространства событий, которое характерно для каждой системы как единого целого. Естественно, что пространство событий системы – это результат опыта, поэтому оно является относительным.

Особо отметим, что нас будут интересовать не всякие события, наблюдаемые в системе, а только характерные события, свойственные качественным признакам и обладающие способностью отражать особенности развития системы (по И. Пригожину – ход эволюции системы). Другими словами, характерные события должны формироваться под действием необратимых процессов, происходящих в системе в процессе ее эволюции.

Предположим, что качественная определенность системы может быть оценена, при этом статистические вероятности наиболее характерных событий, которые связаны с множеством качественных признаков и изменениями в состоянии системы, будут такой количественной оценкой. Таким образом, статистические вероятности будут выступать основной мерой пространства событий. При этом события, связанные с изменением свойств, будут формировать более сложные события, отражающие изменение качеств.

При такой постановке вопроса мы приходим к необходимости установления закономерностей взаимосвязи между относительным пространством событий и абсолютным пространством свойств, что даст возможность обосновать понятие пространства состояний для определенного класса сложных систем. При обобщенном подходе пространство состояний можно рассматривать как вероятностное пространство, представляющее собой некоторую совокупность (Z, A, W), состоящую из множества Z (абсолютного пространства свойств – равновозможных элементарных событий), класса A подмножеств множества Z (пространства случайных событий – результатов опыта) и вероятностной меры W,

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет

которая представляет собой действительную функцию и определяет связь между распределениями на множествах Z и A.

В рамках теории вероятности данная задача крайне сложна, т.к. в каждом конкретном случае невозможно теоретически обосновать вид вероятностной меры W, если имеется многомерное пространство свойств, наблюдается сложная структура системы и не ясна причинная картина формирования событий. Другими словами можно сказать, что крайне сложно достоверно отобразить дерево событий с вероятностями последовательных переходов между событиями даже для простых систем, если не пользоваться результатами опыта, а исходить только из теоретических предпосылок и логических и гипотетических предположений. Если же считать, что вероятностная мера во многих случаях может быть найдена или оценена эмпирически, то задача существенно упрощается.

Введем вероятностное пространство состояний системы, координатами которого являются параметры свойств. Каждому состоянию системы в этом пространстве соответствует точка с известными параметрами свойств, которой ставятся в соответствие также статистические вероятности событий. Как и в теории «ансамблей» Гиббса, система как класс однотипных объектов представима «облаком» точек в вероятностном пространстве. Это облако описывается распределениями статистических вероятностей, причем данное множество точек соответствует совокупности наблюдаемых однотипных объектов, состояния которых изменяются под действием внешних условий. Если данные распределения непрерывны, то каждая точка вероятностного пространства лежит на некоторой интегральной поверхности. В абсолютном пространстве свойств каждому условию, которое представляет собой траекторию реализуемого процесса, соответствует своя интегральная поверхность. В свою очередь, в относительном пространстве событий статистические вероятности накладывают систему ограничений на ансамбль интегральных поверхностей и определяют возможность реализации тех или иных процессов изменения или развития системы, которые возможны в действительности.

Таким образом, установление соответствия между качественными и количественными характеристиками в вероятностном пространстве состояний (между относительным пространством событий и абсолютным пространством свойств) позволяет ввести понятие многокомпонентной *функции состояния* системы.

Пусть задано множество Z упорядоченных элементов $\{z_1, z_2, .., z_n\}$ из n параметров z_k, представленных измеряемыми числами. При этом каждому k-тому свойству системы соответствует один вполне определенный параметр z_k, который является параметрической функцией времени τ в любом процессе его изменения. Предположим также, что задано множество W упорядоченных элементов $\{w_1, w_2, .., w_m\}$ из m чисел, являющихся оценками качественного состояния системы по каждому j-тому признаку. При этом всякому качественному признаку системы соответствует одна вполне определенная оценка распределения статистической вероятности w_j, свойственная некоторому характерному j-тому событию из пространства событий A или его характеристической случайной величине, и которая зависит от времени. Если в силу некоторого закона каждому элементу множества Z приведен в соответствие элемент из множества W, то будем считать, что на множестве Z определена в виде вероятностной меры функция состояния системы по m компонентам:

$$\begin{cases} w_1 = W_1(\tau, z_1, z_2, .., z_n) \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ w_j = W_j(\tau, z_1, z_2, .., z_n) \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ w_m = W_m(\tau, z_1, z_2, .., z_n) \end{cases}, \qquad (19)$$

где параметры свойств в любом процессе могут быть представлены параметрическими функциями времени $z_k = z_k(\tau)$. Далее предположим, что функции W_j непрерывны и дифференцируемы. В частном случае, когда существует одна вероятностная оценка качественного признака системы (оценен один компонент, $j = 1$), функция состояния представляется в виде одной действительной функции многих переменных. В свою очередь, в самом простом случае, если рассматривается вероятностная модель изменения одного свойства, то статистическая оценка характеристической случайной величины будет иметь вид $w = W(\tau, z_k)$.

Обратим внимание на то, что функция состояния (19) в общем случае представляет собой систему функций, зависящих только от одной переменной – параметра времени τ. Именно время накладывает определенные ограничения по изменению состояния системы в абсолютном пространстве свойств.

Теперь, исходя из общего определения функции состояния, необходимо установить понятие *эволюционно развивающейся* во времени системы. Попробуем это сделать в терминах теории случайных процессов. Будем рассматривать два типа случайных процессов. Первый – случайные процессы изменения параметров свойств $z_k(\tau)$, вызванные внешними и внутренними условиями, и второй – связанные с ними, случайные процессы изменения состояния системы, которые отражают в совокупности изменение ее качественных и количественных характеристик и которые могут быть представлены в виде некоторых реакций системы на воздействие $X_j(\tau)$. При этом, как указывалось выше, для реакций системы $X_j(\tau)$ возможно определение в опыте статистических вероятностей w_j, которые свойственны каждому j-тому качественному признаку.

Согласно общепринятому определениюбудем считать случайным процессом функцию, которая в результате опыта может принять тот или иной конкретный вид, причем заранее не известно, какой именно. Отнесем это определение к изменению параметров свойств системы z_k. Для них рассматриваем только случайные процессы, зависящие лишь от одной переменной – времени τ. Поэтому будем представлять случайный процесс изменения параметра каждого свойства $z_k(\tau)$ как множество всех его возможных реализаций во времени. Отметим, что случайный процесс изменения параметра k-того свойства в окрестности любого состояния системы является нестационарным, т.к. имеет определенную тенденцию развития во времени.

Далее естественно предположить, что в окрестности любого исходного состояния системы не все возможные процессы изменения ее состояния могут быть осуществлены. Природа каждой системы накладывает определенные ограничения на реализацию всей совокупности процессов изменения качественных и количественных характеристик в окрестности наблюдаемого состояния. Соответствующие ограничения на осуществление совокупности процессов накладываются системой функций W_j, которая имеет свои особенности для каждой конкретной системы. На языке теории вероятности это утверждение можно сформулировать в следующем виде: *в окрестности любого исходного состояния системы осуществляемые процессы изменения ее состояния не обладают свойством равновозможной реализации*.

Таким образом, процесс изменения состояния системы предполагает определенные реализации совокупного случайного процесса для реакций системы на воздействие $X_j(\tau)$ при определенной реализации случайного процесса для каждого свойства.

Сделаем два предположения относительно эволюционно развивающихся систем. Первое предположение будет касаться особенностей этих систем на фоне многообразия различных систем, а второе – реакций этих систем на воздействие. Это позволяет нам выделить эволюционно развивающиеся системы в отдельный класс систем и этот обширный класс, в свою очередь, разделить на подклассы в зависимости от характера реакций системы на воздействие.

Наиболее общее допущение предполагает, что эволюционно развивающиеся системы относятся к классу линейных систем или в определенных условиях могут быть линеаризованы.

Второе допущение определяет применительно к различным подклассам этих систем требования, которые могут быть связаны с некоторыми общесистемными ограничениями. Например, если для некоторой системы в процессе ее изменения и развития соблюдается принцип устойчивости частот событий, то, согласно частотной концепции вероятности Р. Мизеса, должно выполняться два требования. Первое условие заключается в том, что при неограниченном увеличении числа опытов относительная частота наблюдаемого события при неизменных внешних условиях (и как следствие, при установившихся состояниях системы и неизменных или слабо изменяющихся параметрах свойств) должна приближаться к некоторому числу w, которое является вероятностью события. Второе условие статистической устойчивости состоит в том, что при большом количестве опытов частота события, которая вычислена по различным произвольным группам опытов (сериям испытаний), взятым из исходной совокупности опытов, должна быть близка к тому же самому числу w. Исходя из того, что на практике большое число опытов требует значительного времени их реализации, логически накладывается условие независимости (или слабой зависимости) статистических характеристик случайного процесса от времени. Другими словами при неизменных внешних условиях статистические характеристики реакций подобных систем на протяженных интервалах времени в динамически устойчивых состояниях инвариантны относительно следующего преобразования $X_j(\tau) \to X_j(\tau + a)$, где a – произвольное фиксированное число. Чаще всего это возможно в системах, которые подвержены медленным и непрерывным изменениям во времени.

Подобный подход позволяет в концептуальной совокупности эволюционно развивающуюся систему представить в виде квазистатической системы, для которой при совместно протекающих случайных процессах изменения параметров свойств во времени наблюдается стационарность статистических характеристик многокомпонентной функции состояния (19) на достаточно длительном периоде наблюдения за поведением системы. Это дает возможность в окрестности любого состояния эволюционно развивающейся системы представить ее функцию состояния в виде совокупности оценок статистических вероятностей w_j для стационарных случайных процессов $X_j(\tau)$ по каждому из компонентов системы:

$$\begin{cases} w_1(\tau) = W_1\left(z_1(\tau), z_2(\tau), .., z_n(\tau)\right) \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ w_j(\tau) = W_j\left(z_1(\tau), z_2(\tau), .., z_n(\tau)\right) \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ w_m(\tau) = W_m\left(z_1(\tau), z_2(\tau), .., z_n(\tau)\right) \end{cases} . \quad (20)$$

Функцию состояния вида (20) в окрестности любого состояния системы будем называть квазистатической функцией. Таким образом принимаем, что в окрестности любого состояния для m компонентов системы квазистатическая функция состояния может быть представлена в виде статистических оценок вероятностей для стационарных случайных функций или нестационарных случайных функций, которые сводимы к стационарным. Существенным здесь является то, что любой стационарный случайный процесс, определяющий реакции системы, допускает спектральные, канонические или другие виды разложений.

Сказанное выше позволяет иным образом определить понятие квазистатического процесса для системы, нежели это делается в термодинамике (равновесный процесс). В термодинамике изначально дается понятие равновесного состояния (состояние, к которому приходит система при неизменных внешних условиях) и накладывается требование осуществления равновесного процесса в виде бесконечно медленного прохождения системы через непрерывный ряд равновесных состояний. Если понятие равновесного состояния имеет объяснение и при небольшом уточнении может быть принято (при неизменных внешних условиях параметры свойств системы в таком состоянии остаются неизменными или с течением времени имеют устойчивую тенденцию, сводимую к небольшим наблюдаемым изменениям этих величин около средних значений), то понятие равновесного процесса крайне противоречиво. В такой формулировке в основы теории закладывается глубокое противоречие, связанное с отсутствием времени в уравнениях классической термодинамики, несмотря на то, что любой процесс по своему содержательному определению предполагает зависимость от времени (*процесс* /лат. *processus* – движение вперед/ – последовательное закономерное изменение явления или состояния во времени). Следует отметить, что многие нефизические системы имеют медленный дрейф состояний во времени даже при неизменных внешних условиях или находятся в гомеостазе. Кроме того, даже при неизменных параметрах свойств всегда наблюдаемы некоторые характерные события, которые свойственны данному состоянию сложной системы. Поэтому в основу определения квазистатического процесса в системодинамике, в отличие от определения равновесного процесса в термодинамике, закладывается необходимое условие существования для каждого состояния системы реакций на воздействие в виде стационарных случайных функций и независимость их статистических характеристик от времени.

Различные системы, для которых функции состояния могут быть представлены в квазистатическом виде (20), формируют обширный класс объектов и явлений в природе и обществе, в связи с чем их изучение представляет собой важную задачу системодинамики. Развитие теории анализа функций состояния вида (20) позволяет в перспективе перейти к изучению других функций состояния. Известно, что кроме стационарных случайных процессов и нестационарного пуассоновского процесса, сводимого к стационарному, существуют также другие случайные процессы, например, случайные процессы с независимыми приращениями, гауссовские и винеровские процессы и т.д. Поэтому реакции системы $X_j(\tau)$, которые определяют состояние системы, могут быть отнесены к одному из классов этих случайных процессов, а на их статистические оценки $w_j(\tau)$ могут быть наложены определенные общесистемные ограничения.

Таким образом предполагаем, что квазистатические функции состояния, свойственные эволюционно развивающимся системам, обеспечивают преобразования, которые могут быть отнесены к классу линейных операторов, и позволяют формировать реакции системы на случайное нестационарное воздействие в виде стационарных случайных функций или случайных функций, сводимых к стационарным.

Обобщая сказанное выше, первый основной постулат системодинамики, который затрагивает качественную и количественную стороны системы, можно сформулировать в виде: *любая эволюционно развивающаяся система имеет квазистатическую функцию состояния, характеризующую в совокупности качественные и количественные изменения в системе*.

Принятие данного постулата предполагает, что для эволюционно развивающейся системы функция вида (20) существует и она, в общем случае, может быть оценена по опытным данным. Системы, для которых это невозможно, в системодинамике не рассматриваются.

Проблема восстановления по опытным данным функции состояния часто приводит к необходимости учета многих свойств системы, в связи с чем многомерные распределения становятся крайне сложными.

Однако, в любом отдельно взятом произошедшем процессе можно рассматривать изменения k-того свойства во времени $(z_k = z_k(\tau))$ как динамическую закономерность. При этом измерение характерного параметра свойства на числовой оси сводится не только к установлению значений z_{k1} и z_{k2}, но и к определению в течении всего процесса промежуточных значений этого параметра в шкале отношений, общепринятой по соглашению для этого свойства (например, в шкалах измерения длины, массы, объема, давления, численности и т.д.). При этом можно определить также и изменение геометрических вероятностей. В условиях подобных измерений свойство объекта будет абсолютным и геометрические вероятности $\rho(z_k) = \int_{z_{k1}}^{z_{k2}} f(x)dx$ определяют вероятность элементарных событий попадания точки в наблюдаемый интервал изменения параметра свойства z_k в изучаемом процессе. Естественно, что геометрические вероятности удовлетворяют требованию равновозможности, что является основной закономерностью для принятой среды моделирования.

В свою очередь, факты наблюдения сложных событий, а также их характеристических случайных величин (по отношению к конкретному объекту/свойству), будут рассматриваться как статистические закономерности, а события, для которых определяются вероятности w_j согласно (8) уже не будут равновозможными. Если будет существовать эмпирически определяемая связь между статистическими и геометрическими вероятностями, то можно уйти от многомерных распределений величин и параметров свойств. Это позволяет в простых случаях оперировать одномерными распределениями статистических вероятностей относительно геометрических вероятностей или в более сложных случаях двумерными распределениями статистических вероятностей, представляемых в виде функций времени и геометрических вероятностей. Данный подход дает возможность получить статистические вероятности сложных событий в виде линейных разложений по простым координатным функциям для каждого свойства.

Теперь необходимо задать способы определения геометрических и статистических вероятностей различных событий при изучении процессов изменения и развития систем.

Предположим, что состояние некоторой системы может характеризоваться n измеряемыми независимыми параметрами $z_1, z_2, ..., z_n$, совместные значения которых могут выбираться произвольно из некоторого множества Ω_n точек n-мерного абсолютного пространства свойств, причем соответствующие события выбора точек являются равновозможными. В наблюдаемой области определения количественных переменных $\Omega_n \{0 \le z_1 \le z_{1,\max}, 0 \le z_2 \le z_{2,\max}, .., 0 \le z_n \le z_{n,\max}\}$ с каждой точкой $M(z_1, z_2, .., z_n)$ связывается скалярная величина T, которая линейно зависит от геометрической вероятности ρ. Величину T определим как *абсолютный индекс* системы. Данная величина в общем случае может определяться как для группы свойств, так и для каждого свойства в отдельности.

Задание способа определения абсолютного индекса T над множеством всех свойств позволяет построить координатную систему $\{z_1, z_2, .., z_n\}$, где измерение параметров свойств осуществляется с использованием шкал отношений, а в пространстве состояний Ω_n задается скалярное поле величины T. При подобном построении координатной системы любое мгновенное состояние системы относительно свойств при осуществлении случайного процесса геометрически отображается в n-мерном абсолютном пространстве случайной точкой $M(z_1, z_2, .., z_n)$, для которой величины z_k и $T = T(M)$ являются параметрическими функциями времени.

Геометрическая вероятность ρ для случайной точки M с параметрами свойств $\{z_1, z_2, .., z_n\}$ определяется согласно известной плотности вероятности $f(z_1, z_2, .., z_n)$ по формуле:

$$\rho = F(z_1, z_2, .., z_n) = \\ = \int_{-\infty}^{z_1} \int_{-\infty}^{z_2} .... \int_{-\infty}^{z_n} f(z_1, z_2, .., z_n) dz_1\, dz_2 ... dz_n \,. \quad (21)$$

Плотность распределения $f(z_1, z_2, .., z_n)$ для n-мерной случайной величины равномерно распределенной в области Ω_n задается в виде

$$f(z_1, z_2, .., z_n) = \begin{cases} C & \textit{внутри} \;\; \Omega_n \\ 0 & \textit{вне} \;\; \Omega_n \end{cases}, \quad (22)$$

где C – некоторая постоянная. Отметим, что при $n = 2$ данный подход построения универсальной шкалы применяется в термодинамике при создании шкалы абсолютной температуры.

Алгоритм определения статистической

вероятности события, связанного с наблюдаемыми свойствами для некоторой случайной точки M, предполагает следующую последовательность действий. При рассмотрении одного параметра z_1 на координатной оси Oz_1 определяется число опытных точек, для которых выполняется неравенство $0 \le z_1 < z_{1i}$, где z_{1i} – произвольное i-тое наблюдение. При рассмотрении двух параметров z_1 и z_2 на плоскости Oz_1z_2 определяется число опытных точек, для которых выполняются неравенства: $0 \le z_1 < z_{1i}$ и $0 \le z_2 < z_{2i}$. При рассмотрении трех параметров z_1, z_2 и z_3 в трехмерном пространстве $Oz_1z_2z_3$ определяется число точек, для которых выполняются неравенства: $0 \le z_1 < z_{1i}$, $0 \le z_2 < z_{2i}$ и $0 \le z_3 < z_{3i}$. Аналогично определяется число опытных точек для n –мерного пространства свойств.

Исходя из этого, статистические вероятности для события, связанного с наблюдаемыми параметрами свойств, находятся в n-мерном пространстве согласно следующей зависимости:

$$w_i = P(0 \le z_1 < z_{1i},...,0 \le z_n < z_{ni}) = \frac{I}{N}, \quad (23)$$

где I – число всех опытных точек в i-том наблюдении для которых выполняется приведенное в формуле (23) неравенство $(0 \le z_1 < z_{1i},...,0 \le z_n < z_{ni})$; i – индекс произвольного наблюдения; N – общее число опытных данных.

Таким образом, имеем два способа определения вероятности состояния системы по простым событиям, связанным с наблюдаемыми в опыте параметрами свойств: по геометрическим и статистическим вероятностям. Если существует связь между статистическими и геометрическими вероятностями распределений параметров свойств, то возможно построение простых координатных функций для каждого свойства. При этом отметим, что время можно будет рассматривать как некоторое свойство системы. Условия, при которых это возможно, будут определены в следующем разделе.

Статистические вероятности w_j характерных событий для каждого j-того качественного признака системы также будем определять согласно зависимости (23), при этом величина I будет представлять собой количество опытных точек, попадающих в n-мерную область, ограниченную каждым i-тым наблюдением. Данный метод позволяет в пространстве состояний Ω_n задать некоторую выборку значений функции w_j для j-того признака. Установление соответствия между статистической вероятностью w_j характерных сложных событий и геометрической или статистической вероятностями для простых событий, связанных с наблюдаемыми свойствами, позволяет построить модели развития и изменения системы во времени.

Теперь для примера построим единую шкалу абсолютного индекса T для установления соответствия с числами w_j на множестве Z. Пусть каждая функция W_j в системе уравнений (20) имеет свою область изменения параметров z_k. Ранее мы определили, что каждый параметр z_k может изменяться в пределах от нуля до $z_{k,\max}$. Определим положение первой опорной точки, связав ее с началом координат. Примем, что в начале координат в точке $O(0,0,..,0)$, где параметры всех свойств равны нулю, значение абсолютного индекса системы T также равно нулю. Это связано с тем, что при всех $z_k \le 0$ значение геометрической вероятности ρ, согласно (21) – (22), равно нулю. Для определения постоянной a в уравнении $T = a \cdot \rho$ выберем вторую опорную точку $M_0(z_{1,\max}, z_{2,\max},.., z_{n,\max})$ для которой примем, что значение абсолютного индекса T_0 будет равно 100 или 1000 градусов (пунктов или баллов). Выбор конкретного значения T_0 равным 100 или 1000 является условным и определяется размерами наблюдаемой области Ω_n. В точке $M_0(z_{1,\max}, z_{2,\max},.., z_{n,\max})$ опорное значение геометрической вероятности равно единице, поэтому постоянная a будет равна $a = T_0$. Далее будет показано, что существует условие, при котором значение индекса T_0 может быть задано с учетом особенностей пространства наблюдаемых состояний системы.

Распространим, заданную подобным образом, функцию абсолютного индекса системы T на всю числовую ось $T(0,+\infty)$, построив тем самым шкалу отношений, основанную на определении геометрической вероятности ρ в области между точками O и M_0 пространства состояний Ω_n. В пространстве Ω_n при заданных диапазонах изменения параметров свойств и равномерно распределенной для n-мерной случайной величины плотности распределения $f(z_1, z_2,.., z_n)$ значение геометрической вероятности определяется следующим образом:

$$\rho = \int_{-\infty}^{z_1}\int_{-\infty}^{z_2}....\int_{-\infty}^{z_n} f(z_1, z_2,.., z_n)\,dz_1\,dz_2...dz_n =$$

$$=\begin{cases} 0 \ \ при \ \ z_k \le 0 \\ \dfrac{z_1}{z_{1,\max}} \cdot \dfrac{z_2}{z_{2,\max}} .. \dfrac{z_n}{z_{n,\max}} \ \ при \ \ 0 < z_k \le z_{k,\max} \\ 1 \ \ при \ \ z_k > z_{k,\max} \end{cases} \quad (24)$$

Согласно уравнения (24) функция геометрической вероятности, определенная через параметры свойств, является дифференцируемой. Данный способ позволил каждую точку $M(z_1, z_2, .., z_n)$ пространства Ω_n связать со скалярной величиной, задав тем самым скалярную функцию индекса T, который линейно связан с геометрической вероятностью.

В частном случае, если рассматривается одно свойство системы, то геометрические вероятности могут быть представлены в виде:

$$\rho_k = \int_{-\infty}^{z_k} f(z_k) dz_k \ = \frac{z_k}{z_{k,\max}} .$$

Так как все сказанное далее, если это не оговорено особо, относится к каждому компоненту $w_j(\tau)$ функции состояния системы (20), то часто для упрощения записи индекс j будем опускать, представляя функцию состояния в общем виде $w(\tau) = W\big(z_1(\tau), z_2(\tau), .., z_n(\tau)\big)$.

Теперь, обобщая сказанное выше и результаты первого раздела данной статьи, сформулируем второй постулат системодинамики в следующем виде: *в элементарной окрестности произвольно заданного состояния эволюционно развивающейся системы существует линейная связь между распределениями статистической и геометрической вероятностей случайных величин, характеризующих качественные и количественные изменения в системе.*

Подобное утверждение позволяет в элементарной окрестности каждого состояния и в любом процессе его изменения связать приращения статистической и геометрической вероятности в виде линейной функции относительно абсолютного индекса системы ($dw = c_l \cdot dT$). В свое время И. Пригожиным была высказана гипотеза, что «между необратимостью и динамической природой системы должна существовать какая-то фундаментальная связь», при этом необратимость логически увязывалась с вероятностью состояния системы. Именно эту фундаментальную связь мы и определяем вторым постулатом системодинамики.

Сразу сформулируем третий постулат системодинамики: *для эволюционно развивающихся систем в абсолютном пространстве свойств существует функция меры, которая может быть представлена в виде потенциальной функции для наблюдаемых состояний системы.*

Здесь в философском смысле можно сказать, что принимается гипотеза существования некоторой обобщенной характеристики, обладающей общесистемными свойствами и определяющей органическое единство качественной и количественной определенности системы. Важный исходный принцип системодинамики, который формулируется данным постулатом – это существование меры пространства состояний системы, как общей характеристики различных форм материального движения, и обоснование характера функциональной связи между качествами и свойствами, т.е. определение вида формального представления функции меры. В термодинамике для физических систем обоснование такой связи основано на эмпирическом факте установления закона сохранения энергии. Что касается систем другой природы, то данный вопрос абсолютно не изучен, и это может быть содержанием важного для системодинамики предмета исследования.

Сформулированные постулаты позволяют математически обосновать основные положения системодинамики и имеют общесистемное значение по отношению к самым разнообразным классам явлений.

Время в системодинамике

После изложения основных определений, принципов и постулатов системодинамики перейдем к наиболее важному вопросу – представлению времени как системной категории. Для формализации данного вопроса воспользуемся предположением, которое вытекает из общей логики закона перехода количественных изменений в качественные, что должно существовать по крайней мере два понятия в этой области – времени как качественной характеристики и времени как количественной характеристики наблюдаемых изменений в состояниях систем. В этом будет проявляться статистическая и динамическая закономерности связи между прошлыми, настоящими и будущими состояниями систем. Каждая система обладает своими особенностями проявления этой связи, например, количественными динамическими характеристиками протекающих в ней процессов и различной статистической вероятностью событий, которые наблюдаются в системе и связаны с реализацией этих процессов. Эти две формы причинной связи, в том или ином виде, характерны для любых систем и определяются природой времени, свойственной объектам и системам. Тем не менее наиболее распространенные системы измерения времени построены на использовании только динамических характеристик регулярных потоков событий – последовательностей событий, следующих одно за другим через строго определенные промежутки времени. Систем измерения времени, где бы использовались другие виды потоков событий, например, стационарные случайные потоки, практически нет.

Для измерения времени обычно применяется некоторый периодический физический процесс, на основе которого создаются часы, представляющие собой измерительный прибор. Шкала времени, построенная на использовании регулярных потоков событий, исторически введена в науку через механику как мера для измерения интенсивности движения и время, определяемое по такой шкале, принято называть *абсолютным*.

Шкала абсолютного времени ориентирована на измерение длительностей в последовательностях любых событий, т.к. она построена вне отношения к конкретным объектам. Данная шкала является удобной для относительных сравнений моментов возникновения различных событий, но она не отражает внутренних закономерностей в изменениях конкретных систем, так как в любой опыт система измерения абсолютного времени привносится извне как закономерность, характерная для систем совсем иной природы. Кроме того регулярные потоки событий имеют выраженное последействие: моменты появления следующих друг за другом событий связаны жесткой функциональной связью, т.е. эти потоки обладают выраженной динамической закономерностью.

Абсолютное, истинное, математическое время, как принято со времен Ньютона, – «само по себе и по своей сущности, без всякого отношения к чему-либо внешнему, протекает равномерно и иначе называется длительностью». Исходя из этого, абсолютное время Ньютона не является физической величиной, а представляет собой шкалу для измерения длительности физических процессов [5, 23, 24]. На данной шкале нет опорных точек, начало отсчета выбирается произвольно, единица измерения времени принимается на основе соглашения, вся шкала является равномерной и непрерывной и содержит как отрицательные значения (прошлое), так положительные значения (будущее) [24]. При этом выбор события, относительно которого ведется отсчет времени как в прошлое, так и будущее, полностью условен и, в каждом конкретном случае, определяется рациональными соображениями. Исходя из сказанного следует, что шкала абсолютного времени является общепринятой шкалой интервалов. Для того, чтобы такую шкалу преобразовать в шкалу отношений, необходимо установить абсолютное начало отсчета и желательно принять (если это в принципе возможно) естественный масштаб времени, характерный для различных классов систем. В этом случае абсолютное время может быть представлено объективным свойством, характерным для некоторого класса систем. Однако, подобное преобразование невозможно провести в рамках существующих систем измерения времени (точнее физических систем измерения), так как они затрагивают только один, хотя и очень обширный, класс систем. Для развития понятия времени необходимо учитывать природу конкретных систем.

В этом плане есть примеры, в которых существующая система измерения времени для некоторых объектов преобразуется в шкалу отношений, для чего принимается абсолютное начало отсчета и создается шкала относительного времени на основе использования шкалы интервалов абсолютного времени. В токсикологии в качестве начала отсчета шкалы относительного времени, привязанной к объекту, устанавливается момент возникновения негативного воздействия; в демографии при изучении возраста – момент рождения человека; в теории риска – момент возникновения опасного события; в палеонтологии и археологии при применении радиоуглеродного метода – смерть биологического объекта и т.д. В данных случаях параметр времени по отношению к классу объектов исследования является уже количественным абсолютным свойством, т.к. отражает некоторую объективную особенность этих объектов. Однако отметим, что подобные шкалы являются нелинейными, чаще всего их представляют в логарифмическом масштабе относительно абсолютного времени.

Сегодня многие авторы обращают внимание на то, что время считается скорее философской категорией, нежели четко определенной физической величиной [24, 25, 28]. В свое время Р. Фейнман отмечал крайнюю сложность определения понятия времени: «…время – это одно из понятий, которые определить невозможно….». Согласно его утверждения, которое нельзя назвать определением, время – «это то, что определяет два последовательных события» [25]. То, что течение времени связано с событиями, или наоборот, события определяют течение времени – является эмпирическим фактом. Однако наблюдаемые события бывают разные – элементарные, простые, сложные, совместные, несовместные, зависимые, независимые, однородные, неоднородные и т.д.; различным классам систем свойственны характерные события разной природы. При этом особо отметим, что сегодня таксономия (систематика) событий для систем различных классов проработана очень слабо.

Если, используя последовательности событий, можно определять время и строить системы измерения времени, то различных шкал для измерения времени должно быть бесчисленное множество. На практике дело обстоит несколько иначе. Поэтому, согласимся с автором работы [24], что наука о методах построения хроношкал в различных физических теориях – хронофизика – не существует. Время в большинстве разделов физики выступает как абсолютное время и является универсальной шкалой для относительных сравнений длительности различных событий, построенной с использованием регулярных потоков событий. При этом абсолютное время применяется для измерения длительности событий в системах различных классов и привносится для этих измерений извне, поэтому никак не связано со свойствами этих систем.

Принимаем, что в отличие от данного способа измерения времени, существует и другой способ измерения: каждой системе может быть поставлена в соответствие некоторая собственная шкала отсчета времени (набор шкал). Данная шкала будет основана на использовании характерной для системы наблюдаемой последовательности событий, поэтому она должна быть тесно связана с изменением свойств этой системы. Для биологических, экологических, социальных и других систем, где существуют различные индикаторы, которые отражают процессы в изменении и развитии систем, подобных последовательностей может быть множество. Эти представления закономерно приводят многих авторитетных авторов к выводу о существовании *системного* (относительного, собственного) времени для объектов одного класса; по их мнению проблема времени – это центральная проблема современной науки. Относительное время Г.Лейбница, геологическое время Ж. Бюффона, собственное время А. Бергсона, биологическое время В. Вернадского, внутреннее время И. Пригожина – это идеи определения времени на основе наблюдаемых событий, которые свойственны объектам разной природы. Так же как между существованием эмпирических шкал температур и принятием шкалы абсолютной температуры нет противоречий, а есть органическая связь, также не должно быть противоречий между существованием системного и абсолютного времени. Здесь обратим внимание на одну неординарную идею, высказанную П. Шамбадаль: «… Чтобы установить различие между прошлым и будущим, мы должны обратиться не к хронометрам, а к термометрам» [26]. Работа хронометров построена на принципе использования последовательностей регулярных событий, генерируемых в часах, в свою очередь, работа термометров – на принципе косвенного измерения интенсивности потоков случайных событий, свойственным физическим процессам в реальных объектах. И первый, и второй методы позволяют получить информацию о процессах изменения систем во времени. Так как шкала абсолютной температуры является шкалой геометрической вероятности для идеальной системы, то сформулированная выше идея заставляет по иному взглянуть на природу времени.

Действительно, дать ясное и лаконичное определение времени пока невозможно, слишком мало опытных фактов и исходных идей для этого. Однако можно сформулировать ряд предположений для уточнения направлений исследований в этой области.

Первое предположение связано с тем, что в рамках только класса физических систем сложно понять природу времени. Существующую шкалу интервалов абсолютного времени нельзя перевести в шкалу отношений – нет абсолютного начала отсчета для всего класса физических систем, или хотя бы отдельных подклассов этих систем. Такая задача никогда не ставилась. В связи с громадным количеством разных физических объектов и крайне различной длительностью физических процессов ($\approx 10^{-24} \div 10^{17}$ сек) эта задача становится проблематичной, т.к. требует эмпирического изучения потоков событий во множестве физических систем. Однако сегодня физика оперирует событиями постольку, поскольку это необходимо для построения детерминированных динамических моделей, по возможности уходя от явно выраженных статистических моделей опытных данных после проведения физического опыта. Другими словами в физических теориях за отдельными исключениями, например, квантовой и статистической физики, преобладает использование динамических закономерностей. Возможно, что это вызвано особенностями физических процессов и систем или общей логикой развития этой науки.

В других науках, где объем эмпирического знания является преобладающим, а теория еще относительно слаборазвита, существует тенденция широкого использования закономерностей, имеющих статистический характер. Следует отметить, что статистические закономерности преобладают в природе и обществе. Принятие допущения, что между статистической и геометрической вероятностями при реализации всякого процесса, наблюдаемого в опыте, может существовать взаимосвязь, дает дополнительные возможности при построении моделей систем и ведет к пониманию

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет

временных особенностей процессов и явлений различной природы. В этой области формируется предположение, что феномен времени тесно связан с природой событий, их частотными свойствами, а также качественными характеристиками систем.

Второе предположение заключается в том, что для изучения природы времени необходимо накопить обширный опыт построения различных систем измерения времени с использованием потоков событий, характерных для разных объектов и явлений. Создание эмпирических шкал системного времени даст возможность устанавливать в каждом конкретном случае связи между системным и абсолютным временем, т.е. между свойствами систем и длительностью процессов различной природы. Эмпирические шкалы системного времени могут учитывать основные статистические закономерности, свойственные той или иной системе, например, свойство устойчивости относительных частот событий, эргодические свойства случайных процессов и т.д. Это может дать обширный эмпирический материал для изучения времени. Однако на этом пути не обойтись без общепринятой и ясной таксономии различных событий, а для этого существующий объем эмпирического знания еще не достаточен. Теория вероятности, математическая статистика, теория риска и другие естественные науки не отвечают на вопрос о природе событий, их причинно-следственном развитии и их возникновении друг из друга. Случайные, закономерные, регулярные, катастрофические, хаотические, предопределенные и другие события, которые наблюдаются в природе и обществе, формируются, исходя из закона причинности, а это пока больше область исследования философии, нежели естественных наук.

Попытаемся подойти к изучению природы времени с точки зрения установления статистических и динамических закономерностей, характерных для систем и явлений различных классов. Не будем давать общих определений, т.к. это преждевременно, а сформулируем в рамках системодинамики следующие предположения, которые могут быть положены в основу представления времени как системной категории. *Время* – это феномен объективной реальности, связанный с вероятностным изменением абсолютного пространства свойств и не соблюдением признаков равновозможности, однородности, изотропности, изоморфности и т.д., т.е феномен, вызванный нарушением принципа симметрии при взаимодействии системы как единого целого с окружающей средой.

Таким образом, при изучении времени как сисемной категории будем исходить из идей так называемых «нарушенных симметрий» [27], философских представлений В.И. Вернадского о свойствах времени, пространства и симметрии [28] и системных походов И. Пригожина, акцентирующего внимание на связи закона возрастания энтропии со «стрелой времени» [5].

Обратим внимание на следующие факты. Если для системы соблюдается признак равновозможности (рис. 6, а), то соблюдается в общем и принцип симметрии: геометрическая и статистическая вероятности для некоторого характерного события системы тождественно равны (рис. 7, а). Если признак равновозможности нарушается, то нарушается и равенство между соответствующими вероятностями. Признак равновозможности следует выделить особо, т.к. он лежит в основе признаков однородности, изотропности, изоморфности, а также других простых признаков симметрии. Очевидно, что с увеличением сложности системы значимость данного признака уменьшается и возрастает значимость закономерности, регулярности, предопределенности и структурированности, как особых признаков симметрии. В современной науке симметрия природы изучена пока слабо, хотя, как указывал П. Кюри, принцип симметрии является основным для всех физических явлений.

Таким образом, принимаем, что в абсолютном пространстве свойств, отличающимся признаком равновозможности скорее всего будет наблюдаться равномерное и однородное течение времени, т.е. в системе реализуется абсолютная природа времени. В системах, где признак равновозможности нарушается течение времени будет неравномерно и неоднородно, т.е. реализуется системная природа времени.

Поэтому принимаем как гипотезу факт существования абсолютного и системного времени. Абсолютное время и соответствующая шкала измерения времени будет отражать динамические закономерности в изменении и развитии систем. Другими словами абсолютное время будет представлять собой логически мыслимую форму, которая служит средой для построения статистических моделей потоков событий, отражающих относительность процесса изменения состояния систем во времени.

Для конкретных систем принятие гипотезы существования абсолютного времени как шкалы измерения последовательностей любых случайных событий в любых объектах связано со свойством равновозможной реализации некоторой последовательности эталонных событий на числовой оси времен. В свою очередь, системное время и соответствующие ему эмпирические шкалы времени будут отражать статистические закономерности в изменении и развитии конкретных систем. Данные шкалы измерения длительности в последовательности характерных событий, свойственных объекту, уже не будут обладать свойством равновозможной реализации этих событий на числовой оси времен, а будут отражать существование статистических распределений в последовательностях моментов времени.

Определим требования, которым должна удовлетворять шкала измерения системного времени, построенная на использовании потоков однородных событий. Для этого воспользуемся свойством статистической устойчивости относительных частот наблюдаемых событий при неизменных внешних условиях. Будем понимать под *потоком* событий последовательность однородных несовместных событий, представляющую собой результаты наблюдений некоторых фактов или значений характеристических случайных величин, которые получены один за другим в определенные моменты времени.

Рассмотрим две системы, состоящие из разного количества одинаковых объектов одного класса, которые, в свою очередь, находятся в некотором устойчивом (динамически равновесном) состоянии при одних и тех же условиях окружающей среды. В этом случае во всех объектах наблюдается динамически относительное постоянство свойств, параметры которых могут меняться с течением времени в небольшом диапазоне. Пусть за каждым объектом обоих систем ведется наблюдение с целью оценки статистической вероятности появления некоторых характерных однородных событий. При этом будем считать, что относительная частота w появления каждого значения x случайной величины X будет зависеть от времени и параметров свойств объектов. Предположим, что объем наблюдений за длительный период времени достаточно большой и по полученным данным можно определить относительные частоты события согласно (8), причем весь процесс наблюдений может быть разделен на три серии испытаний (опытов). В результате всех испытаний в распоряжении имеются данные наблюдений некоторых фактов или непрерывной случайной величины X в виде статистических рядов, которые графически могут быть представлены в виде гистограмм. Первая серия испытаний включает первую последовательность наблюдений, состоящую из опытов полученных для первой системы; вторая серия – вторую последовательность наблюдений, состоящую из опытов для второй системы; третья серия испытаний состоит из обеих последовательностей, объединенных вместе.

Условимся величины, относящиеся к первой и второй серии испытаний, отмечать индексами 1 и 2; величины без индексов будем относить к общей серии испытаний. Далее предположим, что в каждой серии испытаний для измерения длительности интервалов между событиями была использована своя шкала времени, поэтому в качестве независимых переменных в первой серии испытаний примем параметры свойств z_k и время, определяемое по шкале τ_1, во второй серии испытаний – параметры свойств и время, определяемое по шкале τ_2, и наконец в общей серии – параметры свойств и время, определяемое по шкале τ. Так как рассматриваются последовательности однородных событий, полученных в одинаковых опытах, то в общем случае между моментами измерения времени на основе различных шкал τ_1, τ_2 и τ должна существовать тесная связь.

В процессе анализа примем, что системы измерения времени τ_1, τ_2 и τ привнесены в данный опыт извне, в связи с чем эти величины никак не связаны со свойствами изучаемых объектов. Будем считать, что, проведя выравнивание статистических рядов, определяющих длительности интервалов между событиями, в первой серии испытаний была получена оценка плотности статистической вероятности появления событий β_1, во второй серии испытаний – плотность вероятности появления событий β_2. Так как опыты абсолютно одинаковы, то можно утверждать, что в общей серии испытаний может быть получена оценка плотности статистической вероятности β.

По найденным плотностям вероятностей легко определить функции распределения вероятностей для всех трех серий испытаний:

$$dw_1 = \beta_1(\tau_1, z_1, z_2, ..., z_n)\,d\tau_1\,;$$
$$dw_2 = \beta_2(\tau_2, z_1, z_2, ..., z_n)\,d\tau_2\,; \qquad (25)$$
$$dw = \beta(\tau, z_1, z_2, ..., z_n)\,d\tau\,.$$

Если выбрать некоторый произвольный интервал наблюдений для всех трех случаев, отмерив его по двум выделенным событиям общей последовательности, то, так как все события несовместные, по теореме сложения вероятностей получим:

$$\beta\, d\tau = \beta_1\, d\tau_1 + \beta_2\, d\tau_2\,. \qquad (26)$$

Примем общую гипотезу, что распределения вероятностей w_1, w_2 и w в (25) могут быть представлены в виде функций соответствующих времен τ_i и геометрических вероятностей ρ_i. В этом случае, переходя в (25) к новым переменным, плотности статистических вероятностей будут определены как $\beta_1(\tau_1, \rho_1)$, $\beta_2(\tau_2, \rho_2)$ и $\beta(\tau_1, \tau_2, \rho)$, где ρ_1, ρ_2, ρ –

значения геометрических вероятностей, определяемых по параметрам свойств объектов системы, а общее время τ необходимо рассматривать как функцию величин τ_1, τ_2 и ρ. Так как в процессе опытов внешние условия не меняются и наблюдается устойчивость относительных частот по всем трем сериям испытаний, то в этом случае $w_1 \approx w_2 \approx w$, откуда следует $\rho_1 \approx \rho_2 \approx \rho$ для любого момента наблюдений. Учитывая независимость появления событий в опытах, а также независимость шкал τ_1 и τ_2, из (26) получим, что частные производные от τ по величинам τ_1 и τ_2 будут иметь вид:

$$\left(\frac{\partial \tau}{\partial \tau_1}\right)_{\rho,\tau_2} = \frac{\beta_1}{\beta} \quad \text{и} \quad \left(\frac{\partial \tau}{\partial \tau_2}\right)_{\rho,\tau_1} = \frac{\beta_2}{\beta}.$$

В свою очередь, так как шкалы измерения времени не зависят от свойств изучаемых объектов, то примем допущение, что

$$\left(\frac{\partial \tau}{\partial \rho}\right)_{\tau_1,\tau_2} = 0. \qquad (27)$$

Данное уравнение означает, что величина τ от геометрической вероятности не зависит, но в таком случае от величины ρ не зависят и ее производные по τ_1 и τ_2, поэтому

$$\frac{\partial}{\partial \rho}\left(\frac{\beta_1}{\beta}\right) = 0 \quad \text{и} \quad \frac{\partial}{\partial \rho}\left(\frac{\beta_2}{\beta}\right) = 0,$$

откуда после преобразований получаем:

$$\frac{1}{\beta_1}\frac{\partial \beta_1}{\partial \rho} = \frac{1}{\beta_2}\frac{\partial \beta_2}{\partial \rho} = \frac{1}{\beta}\frac{\partial \beta}{\partial \rho}. \qquad (28)$$

Таким образом, в различных системах измерения времени плотности распределений статистических вероятностей для однородных последовательностей событий, используемых при построения шкал времени, связаны между собой соотношением (28).

Так как плотность распределения β_1 не зависит от τ_2, а плотность распределения β_2 – от τ_1, то равенство (28) возможно только в случае, когда все отношения являются функцией одной переменной ρ. Исходя из этого, последнее уравнение можно привести к виду:

$$\frac{\partial}{\partial \rho}(\ln \beta_1) = \frac{\partial}{\partial \rho}(\ln \beta_2) = \frac{\partial}{\partial \rho}(\ln \beta) = \lambda(\rho). \qquad (29)$$

Здесь $\lambda(\rho)$ – некоторая универсальная функция геометрической вероятности, которая принимает тождественные значения во всех сериях испытаний. Рассматривая равенство (29) как уравнение, которым в общем случае определяется плотность статистической вероятности, и опуская индексы, разрешаем его относительно β:

$$\ln \beta = \int \lambda(\rho) d\rho + \ln \Phi \quad \text{или}$$

$$\beta = \Phi(\tau) \cdot \exp(\int \lambda(\rho) d\rho). \qquad (30)$$

Здесь Φ – постоянная интегрирования, которая зависит только от второй независимой переменной – параметра времени τ. Итак, в общем случае плотность статистической вероятности при условии устойчивости относительных частот характерных событий представляет собой произведение двух функций, одна из которых зависит от геометрической вероятности ρ, а вторая – от параметра τ некоторой шкалы времени.

Следствием данного несколько измененного, однако достаточно известного в термодинамике вывода [3, 14, 15], который применяется при обосновании принципа существования энтропии, является то, что статистическая вероятность w согласно (25) и (30) может быть представлена в виде:

$$dw = \exp(\int \lambda(\rho) d\rho) \cdot \Phi(\tau)\, d\tau. \qquad (31)$$

Примем обозначение $\Phi(\tau)\, d\tau = d\omega$, где величину ω определим как *системное* время данного класса объектов. Так как статистическая вероятность w согласно принятой гипотезы зависит от геометрической вероятности ρ, то системное время в соответствии с (31) можно представить в виде

$$d\omega = \Psi(w)\, dw. \qquad (32)$$

Отсюда следует важный вывод – системное время объекта, определенное по последовательности однородных характерных событий, представляет собой инверсную функцию статистической вероятности этих событий. Далее выделим множитель, зависящий от системного времени и, соответственно, от геометрической вероятности состояния системы, в форме

$$\frac{dw}{d\omega} = \mathrm{P}(\omega) = e^{\int \lambda(\rho) d\rho} \qquad (33)$$

и определим его как абсолютную плотность статистической вероятности состояния системы по изучаемому компоненту, которому свойственен j–тый качественный признак. Вид функции $P(\omega)$ находится на основе опытных данных и условий нормирования функции P по системному времени ω. Согласно (33) функция плотности вероятности состояния системы может быть только положительна или равна нулю. Нормирование функции $P(\omega)$ может осуществляться на полубесконечном и бесконечном интервале времени. Если системное время принять равным нулю одновременно с условием, что статистическая вероятность характерного события равна нулю, то нормировка может быть представлена в виде $\int_{0}^{+\infty} P(\omega)d\omega = 1$. Если начало отсчета системного времени связать с настоящим, считая, что прошлое соответствует отрицательным значениям шкалы, а будущее – положительным значениям, то нормировка может быть представлена в виде $\int_{-\infty}^{+\infty} P(\omega)d\omega = 1$. В процессе нормировки считается, что в любом процессе геометрическая вероятность, оцененная по свойствам системы, функционально связана с системным временем. В первом приближении вид функции плотности статистической вероятности $P(\omega)$ может быть определен из эмпирического распределения вероятностей событий, характерных для изучаемого качественного признака системы.

В настоящее время принятая эмпирическая шкала времени основана на принципе генерирования простых регулярных событий в физическом приборе измерения времени – часах, которые используют различные периодические физические процессы. Последовательность регулярных событий высокой плотности в принятой системе измерения времени соответствует равномерной последовательности точек на оси времени. Применение регулярных событий, генерируемых в часах, позволяет при построении шкалы абсолютного времени задать последовательность псевдослучайных чисел, которая обладает комплексом частотных свойств «типичных» для последовательности независимых случайных чисел с равномерной функцией распределения. Можно показать, что для такой регулярной последовательности выполняется также принцип тождественного равенства геометрической и статистической вероятности событий. Другими словами, часы создают регулярный поток стационарных и ординарных событий, которые однако отличаются явным последействием. Исходя из сказанного, эмпирическое время τ может выступать абсолютным свойством в случае, если будет определено абсолютное начало отсчета. С этой целью начало отсчета системного времени будем связывать с началом отсчета абсолютного времени. В дальнейшем будем считать, что абсолютное время является абсолютным свойством $(z_1 = \tau)$, если иное не оговорено особо. Кроме этого, из уравнения (31) следует, что в элементарной окрестности любого состояния системы дифференциал системного времени пропорционален дифференциалу абсолютному времени, т.е. $d\omega = \Phi(\tau) \cdot d\tau$.

Математический аппарат и законы системодинамики

Теперь выполним формализацию диалектического закона перехода количественных изменений в качественные для эволюционно развивающихся систем, используя математический аппарат системодинамики, основные положения которого органически вытекают из теории вероятности, математической статистики и логического метода построения моделей в термодинамике.

Пусть имеется пространство состояний системы Ω_n, где координатные оси соответствуют атрибутивным переменным $z_1, z_2, .., z_n$ n-мерного абсолютного пространства свойств Ω, которое включает Ω_n. Каждой точке $M(z_1, z_2, .., z_n)$ данного пространства состояний системы поставлено в соответствие значение абсолютного индекса T.

Таким образом, Ω_n – многомерное пространство точек M, в свою очередь, $T = T(M)$ – непрерывное скалярное поле абсолютного индекса системы в этом пространстве.

Предположим, что в пространстве состояний Ω_n для некоторого множества опытных точек M_i может быть задана случайная функция X. При этом для каждого такого состояния M_i может быть определена статистическая вероятность w_i случайного процесса X согласно (23).

Далее предположим как и раньше, что каждому состоянию M соответствуют определенные внешние условия. При неизменных внешних условиях окружающей среды параметры свойств системы с течением времени не изменяются или могут колебаться около среднего значения, т.е. в любом состоянии M система будет находиться в устойчивом динамическом равновесии.

Введем следующие аксиомы.

1. Статистическая вероятность состояния системы w образует в пространстве Ω_n скалярное поле $w = W(M)$, которое связано с опытными данными.

2. Скалярное поле статистической вероятности $w = W(M)$ является непрерывным и имеет непрерывные частные производные по всем переменным z_k в области Ω_n.

Задание поля статистической вероятности w равносильно заданию числовой функции $w = W(z_1, z_2, .., z_n)$. Так как функция w имеет непрерывные частные производные по всем переменным, то в случае, если эти производные не равны одновременно нулю уравнение

$W(z_1, z_2, .., z_n) = C$, где $C = const$, определяет поверхность уровня. Через каждую точку $M(z_1, z_2, .., z_n)$ пространства состояний Ω_n проходит только одна поверхность уровня.

Так как существует скалярное поле величины w, то в каждом состоянии M дифференциал функции dw может быть представлен в виде суммы простых функций:

$$dw = \sum_{k=1}^{n} \frac{\partial w}{\partial z_k} dz_k = \sum_{k=1}^{n} c_k \cdot \varphi_k(z_1, z_2, ..., z_n) dz_k, \quad (34)$$

где c_k – некоторая величина, $\varphi_k(z_1, z_2, ..., z_n)$ – семейство функций, зависящих от параметров свойств. Представление в форме (34) будем называть разложением статистической вероятности. Обычно величины c_k называют коэффициентами разложения, а функции φ_k – координатными функциями. Задача разложения вероятности w состоит в обосновании метода определения коэффициентов разложения и координатных функций для различных видов систем.

Исходя из сказанного выше, естественно предположить, что в каждой точке $M(z_1, z_2, .., z_n)$ пространства состояний Ω_n функция w будет иметь непрерывную производную по любому произвольному направлению l. Направление l будет определять развитие во времени некоторого процесса в пространстве Ω_n. Таким образом, функция w в окрестности состояния M будет иметь бесчисленное множество производных.

Учитывая второй постулат системодинамики, введем в рассмотрение величину c_l, определяемую на основе опыта, и которую по аналогии с понятием теплоемкости процесса в термодинамике, назовем темпоральностью процесса изменения состояния системы (*темпоральность* /англ. *tempora* – временные особенности/ – временная сущность процесса, порожденная динамикой его особенного движения). В общем случае величина c_l будет отражать связь теории с опытными данными и давать представление о реальности процесса l. Будем считать, что в окрестности любой точки M при бесконечно малом изменении состояния системы в каком-либо произвольном процессе l темпоральность c_l характеризует связь между статистической вероятностью w и абсолютным индексом T для случайной функции X. Определим c_l как величину, равную отношению элементарного приращения функции w к соответствующему приращению индекса T в процессе l:

$$c_l = \frac{dw_l}{dT_l}. \quad (35)$$

Исходя из принятых допущений, величина c_l зависит как от положения точки $M(z_1, z_2, .., z_n)$, так и от направления процесса развития системы в пространстве состояний. Именно поэтому элементарное изменение статистической вероятности w и абсолютного индекса T в произвольном процессе изменения состояния системы отмечены индексом l. Как было сказано выше, в термодинамике величина c_l называется теплоемкостью и имеет важное значение, т.к. привносит в теорию опытные факты и закономерности реальных процессов. Далее индекс l относим только к величине c_l, а для остальных переменных с целью упрощения обозначений его будем опускать.

Таким образом, идея построения математического аппарата системодинамики связана с фундаментальным принципом, который определяет связь между статистическими и динамическими закономерностями в процессе изменения и развития систем. В свою очередь, представление в форме (34) получим, используя метод разложений статистических вероятностей для случайных функций X по геометрическим вероятностям параметров свойств. Общий логический подход построения математического аппарата непосредственно вытекает из логики метода термодинамики.

Согласно уравнения (35) в окрестности точки M имеем следующие соотношения:

$$\frac{\partial w}{\partial z_1} = c_1 \frac{\partial T}{\partial z_1}, \quad \frac{\partial w}{\partial z_2} = c_2 \frac{\partial T}{\partial z_2}, \quad \ldots\ldots..,$$

$$\frac{\partial w}{\partial z_n} = c_n \frac{\partial T}{\partial z_n}, \quad (36)$$

где c_l – темпоральность процессов, которые протекают соответственно в направлении координатных осей $\{z_1, z_2, .., z_n\}$ пространства состояний Ω_n.

Определим свойства геометрической вероятности, представленной зависимостями (21) – (22). Так как плотность распределения $f(z_1, z_2, .., z_n)$ для n–мерной равномерно распределенной случайной величины имеет постоянное значение, то функция геометрической вероятности ρ в многомерном пространстве переменных z_k будет иметь вид однородной функции степени n. Аналогичным образом и абсолютный индекс системы T будет иметь вид однородной функции степени n, для которой $\alpha^n \cdot T = T(\alpha \cdot z_1, \alpha \cdot z_2, ..., \alpha \cdot z_n)$, где α – некоторый множитель. Известно, что однородная функция степени n, имеющая непрерывные частные производные, удовлетворяет формуле Эйлера [15]:

$$n \cdot T = z_1 \cdot T'_{z_1}(z_1, z_2, ..., z_n) + z_2 \cdot T'_{z_2}(z_1, z_2, ..., z_n) + ...$$
$$... + z_n \cdot T'_{z_n}(z_1, z_2, ..., z_n). \qquad (37)$$

Исходя из этого, абсолютный индекс системы T в многомерном пространстве переменных z_k можно представить в виде:

$$T = \frac{1}{n}\left(z_1 \frac{\partial T}{\partial z_1} + z_2 \frac{\partial T}{\partial z_2} + ... + z_n \frac{\partial T}{\partial z_n} \right). \qquad (38)$$

Следующее свойство индекса T для любых z_k вытекает из зависимости (24) в виде:

$$\frac{\partial T}{\partial z_k} = \frac{T}{z_k}, \text{ откуда } \frac{\partial w}{\partial z_k} = c_k \frac{T}{z_k}. \qquad (39)$$

Так как вероятность w согласно второму постулату системодинамики связана с абсолютным индексом системы T зависимостями (36), то уравнение (38) можно представить в виде:

$$\frac{z_1}{n \cdot c_1} \cdot \frac{\partial w}{\partial z_1} + \frac{z_2}{n \cdot c_2} \cdot \frac{\partial w}{\partial z_2} + ... + \frac{z_n}{n \cdot c_n} \cdot \frac{\partial w}{\partial z_n} = T. \qquad (40)$$

Это уравнение является линейным неоднородным уравнением в частных производных первого порядка. Из полученных результатов следует, что для эволюционно развивающихся систем в соответствии с исходными допущениями функция статистической вероятности $w = W(z_1, z_2, .., z_n)$ в пространстве Ω_n должна удовлетворять уравнению (40).

Для получения решения (40) воспользуемся методом характеристик. Согласно [29] характеристики уравнения определяются системой обыкновенных дифференциальных уравнений:

$$n \cdot c_1 \frac{dz_1}{z_1} = n \cdot c_2 \frac{dz_2}{z_2} = ... = n \cdot c_n \frac{dz_n}{z_n} = \frac{dw}{T} = ds, \qquad (41)$$

где s – некоторый вещественный параметр. Если определить параметр s как длину дуги, изменяющуюся вдоль характеристической кривой, то дифференциальные уравнения (41) примут вид:

$$n \cdot c_1 \frac{dz_1}{ds} = z_1; \; n \cdot c_2 \frac{dz_2}{ds} = z_2; \ldots$$
$$\ldots; n \cdot c_n \frac{dz_n}{ds} = z_n; \; \frac{dw}{ds} = T. \qquad (42)$$

Известно, что интегральное решение уравнения (40) можно покрыть семейством характеристик, причем любая характеристическая кривая, определяемая уравнением (41) и имеющая общую точку с многомерной интегральной поверхностью, целиком лежит на этой поверхности.

Из системы (41) для любого произвольного процесса l при постоянных коэффициентах темпоральности и условии, что $dw = c_l \, dT$, имеем следующие n первых независимых интегралов:

$$\frac{z_1^{\frac{c_1}{c_n}}}{z_n} = a_1; \; \frac{z_2^{\frac{c_2}{c_n}}}{z_n} = a_2; \; \ldots\ldots; \; \frac{z_{n-1}^{\frac{c_{n-1}}{c_n}}}{z_n} = a_{n-1};$$

$$T = a_n \cdot z_n^{\frac{n \cdot c_n}{c_l}}. \qquad (43)$$

Общее интегральное решение исходного уравнения (40) определяется из следующего уравнения:

$$\Phi\left(\frac{z_1^{\frac{c_1}{c_n}}}{z_n}, \frac{z_2^{\frac{c_2}{c_n}}}{z_n}, ..., \frac{z_{n-1}^{\frac{c_{n-1}}{c_n}}}{z_n}, T \cdot z_n^{-\frac{n \cdot c_n}{c_l}} \right) = 0, \text{ откуда}$$

$$w + C_1 = c_l \cdot z_n^{\frac{n \cdot c_n}{c_l}} \cdot \Theta\left(\frac{z_1^{\frac{c_1}{c_n}}}{z_n}, \frac{z_2^{\frac{c_2}{c_n}}}{z_n}, ..., \frac{z_{n-1}^{\frac{c_{n-1}}{c_n}}}{z_n} \right), \qquad (44)$$

где Θ – произвольная дифференцируемая функция, C_1 – постоянная интегрирования.

Таким образом, общим решением является интеграл квазилинейного уравнения (40), зависящий от произвольной функции вида (44).

В случае, если рассматривается определенный процесс изменения состояния l, который для параметров свойств в окрестности M может быть представлен в параметрическом виде относительно абсолютного времени:

$$z_1 = z_1(\tau), \; z_2 = z_2(\tau), \ldots, \; z_n = z_n(\tau), \qquad (45)$$

то функция Θ уже не будет произвольной [29, 35], а определится путем поиска решения системы (40), удовлетворяющего при $s = 0$ или $s = s_0$ начальным условиям (45).

Далее из зависимостей для характеристик системы (41) сразу получим:

$$ds = c_1 \frac{dz_1}{z_1} + c_2 \frac{dz_2}{z_2} + ... + c_n \frac{dz_n}{z_n}. \qquad (46)$$

Определим данную величину как *энтропию*, исходя из аналогий с термодинамикой. Энтропия является характеристической функцией пространства состояний системы. Как следует из уравнений (41), в параметрическом представлении энтропия является длиной дуги векторной линии некоторого поля направлений, порождаемого полем статистической вероятности w.

На содержательном уровне энтропию можно определить как *меру качественных изменений.* При этом любое множество качественно одинаковых состояний системы $(dw = 0)$, которое оценивается по характерному качественному признаку, однозначно будет определяться условием $ds = 0$, $(s = const)$.

Таким образом, нами введено понятие энтропии как векторной характеристики, связанной со скалярным полем статистической вероятности w, которое определяет качественные изменения в системе.

Из уравнений (41) вытекает важное соотношение, которое связывает между собой вероятность w с энтропией s и абсолютным индексом системы T:

$$ds = \frac{dw}{T}. \tag{47}$$

Из данного уравнения следует, что для любого процесса в окрестности некоторого произвольного состояния M производная функции w по энтропии s пропорциональна геометрической вероятности состояния системы в данной точке M $\left(dw/ds = T = a \cdot \rho\right)$.

Зависимость (47) можно получить непосредственно из разложения дифференциала dw для произвольного процесса l и применения свойств геометрической вероятности:

$$dw = \left(\frac{\partial w_{z_1}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_1}dz_1 + \left(\frac{\partial w_{z_2}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_2}dz_2 + \ldots$$

$$\ldots + \left(\frac{\partial w_{z_n}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_n}dz_n = T\sum_{k=1}^{n} c_k \frac{dz_k}{z_k}.$$

Учитывая свойство (39) и зависимость (35), сразу получаем уравнение (47).

Существование энтропии является основным фундаментальным принципом системодинамики, который определяет связь между статистическими и динамическими закономерностями, свойственными состояниям системы в окрестности точки M.

Из второго постулата системодинамики и системы уравнений (41) кроме зависимости (47) следуют также важные соотношения вида:

$$ds = \frac{dw}{T} = c_l \frac{dT}{T} = c_l \frac{dw}{w + C_1}. \tag{48}$$

Из зависимости $w + C_1 = c_l T$ найдем постоянную C_1. Пусть в точке M, где абсолютный индекс равен $T = T_m$, статистическая вероятность по опытным данным равна $w = w_m$, тогда, находя постоянную $C_1 = c_l T_m - w_m$, для любого возможного процесса l в окрестности M получим:

$$w - w_m = c_l \cdot \left(T - T_m\right). \tag{49}$$

Если для упрощения ввести обозначение $Q = c_l \cdot T = w + C_1$, то из (48) получаем известное в термодинамике соотношение:

$$\frac{dQ}{Q} = \frac{dT}{T}. \tag{50}$$

Таким образом, приходим к достаточно неожиданному выводу, что принятое в термодинамике понятие количества теплоты тесным образом связано со статистической вероятностью некоторых характерных событий, которые свойственны термическим взаимодействиям. Это подтверждает правомерность утверждения П. Шамбадаля о том, что проводя температурные измерения мы тем самым определяем интенсивность потоков множества событий в физических системах.

Как уже указывалось ранее, при смене внешних условий не все процессы изменения состояния для конкретной системы могут быть осуществлены. В окрестности любого состояния при развитии процессов по направлениям l приращения вероятности dw будут различны. Наибольшая вероятность свойственна наиболее распространенным и чаще всего наблюдаемым процессам, которые понимаются как естественные процессы.

Все естественные процессы в природе и обществе протекают в направлении наиболее вероятных изменений, поэтому вероятности событий, связанные с качественными признаками, будут возрастать. В связи с тем, что вероятность события и абсолютный индекс величины положительные, то, согласно (47), в любом наиболее вероятном природном процессе $(dw > 0)$ энтропия будет возрастать $ds > 0$. Здесь уже видна связь зависимости (47) с формулировкой второго закона термодинамики, которая дана в свое время Больцманом: природа стремится от состояний менее вероятных к состояниям более вероятным.

Второй постулат системодинамики позволяет установить функциональную связь между статистической вероятностью w и энтропией системы s. Если для некоторого процесса установлен опытный факт существования зависимости между статистическими и геометрическими вероятностями случайных величин (например, рис. 1 – 5, 9 – 12), то возможно описание вероятностных оценок для эмпирических данных зависимостью вида: $T = \vartheta(w)$. В этом случае из уравнения (47) получим:

$$s = \int_1^w \frac{dw}{\vartheta(w)}. \tag{51}$$

При интегрировании было принято, что началу отсчета энтропии (длине дуги векторной линии) соответствует граничная точка области Ω_n $M_1\left(z_{1,\max}, z_{2,\max}, .., z_{n,\max}\right)$, для которой энтропия $s = 0$, а вероятности $w = 1$ и $\rho = 1$.

Предположим, что функция $T = \vartheta(w)$ для некоторого выделенного множества состояний системы может быть представлена в виде линейной зависимости $T = \alpha_* \cdot w + \beta_*$, тогда из (51) имеем:

$$s = k_{1*} \cdot \ln W = k_{1*} \cdot \ln \frac{w + k_{2*}}{1 + k_{2*}}, \tag{52}$$

где даны следующие обозначения $k_{1*} = \dfrac{1}{\alpha_*}$; $k_{2*} = \dfrac{\beta_*}{\alpha_*}$, $W = \dfrac{w + k_{2*}}{1 + k_{2*}}$.

Данное соотношение является аналогом известного уравнения Больцмана в термодинамике. Уравнения (51) – (52) имеют фундаментальное значение, т.к. указывают на то, что для всех эволюционно развивающихся систем как живой, так и неживой природы, существует тесная связь между статистическими вероятностями и энтропией состояния системы.

Теперь можно сформулировать принцип существования энтропии в следующем виде: *каждая эволюционно развивающаяся система обладает характеристической функцией пространства состояний, называемой энтропией* (s), *которая является мерой качественных изменений и которая имеет постоянное значение для любого множества качественно одинаковых состояний системы.*

В этой формулировке заключается общесистемный смысл понятия энтропии и важный научный факт, при котором энтропия является характеристикой математической модели процесса изменения и развития системы в пространстве состояний при изменении ее качества.

Закон сохранения «энергии». Покажем, что на основе полученных результатов, как следствие, может быть сформулирован системный закон сохранения энергии. Представим зависимость (47) в виде:

$$dw = T \cdot ds = c_n dT + (T \cdot ds - c_n dT) .$$

По аналогии с термодинамикой определим пока величину $du = c_n dT$ как изменение энергии состояния системы. Используя соотношения (36) и (46) и представляя полный дифференциал dT в виде суммы частных дифференциалов относительно параметров свойств, приведенное соотношение преобразуем к виду:

$$T \cdot ds = du + r\sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k \cdot z_1 \cdot .. \cdot z_{k-1} \cdot z_{k+1} \cdot .. \cdot z_n \, dz_k \, , \quad (53)$$

где постоянные равны $\alpha_k = \dfrac{c_k - c_n}{c_1 - c_n}$; $\alpha_1 = 1$;

$$r = \frac{(c_1 - c_n) \cdot T_0}{z_{1,\max} \cdot z_{2,\max} \cdot \ldots \cdot z_{n,\max}} .$$

Так как значение абсолютного индекса T_0 в точке M_0 принимается условно, то определим его таким образом, чтобы коэффициент r был равен единице, тогда:

$$T_0 = \frac{z_{1,\max} \cdot z_{2,\max} \cdot \ldots \cdot z_{n,\max}}{c_1 - c_n} , \quad (54)$$

откуда получаем системный закон сохранения энергии для n *переменных* в виде:

$$T \cdot ds = du + \sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k \cdot z_1 \cdot \ldots \cdot z_{k-1} \cdot z_{k+1} \cdot \ldots \cdot z_n \, dz_k \, . \quad (55)$$

Теперь покажем, что уравнение сохранения энергии в термодинамике является частным случаем уравнения (55), если последнее представлено относительно двух параметров свойств. Пусть $z_1 = \upsilon$, $z_2 = p$, $c_p = c_1$ и $c_\upsilon = c_2$, тогда имеем:

$$T \cdot ds = du + p \cdot d\upsilon \, , \quad (56)$$

где $du = c_\upsilon dT$, $ds = c_p \dfrac{d\upsilon}{\upsilon} + c_\upsilon \dfrac{dp}{p}$,

$T = \dfrac{p \cdot \upsilon}{R}$ и $p_{\max} = p_0$, $\upsilon_{\max} = \upsilon_0$. При условии, что коэффициент $r = 1$, определим значение абсолютной температуры в точке T_0:

$$T_0 = \frac{z_{1,\max} \cdot z_{2,\max}}{c_1 - c_2} = \frac{p_0 \cdot \upsilon_0}{c_p - c_\upsilon} = 273{,}1494 \frac{R}{c_p - c_\upsilon} =$$

$$= 273{,}1494 \frac{R}{c_p - c_\upsilon} = 273{,}1494 \, K \, . \quad (57)$$

Таким образом, в качестве опорной точки при преобразовании координат в термодинамике выбирается эмпирически определяемое состояние идеального газа, при котором отношение $\dfrac{R}{c_p - c_\upsilon} = 1$, и данное состояние соответствует температуре 273,15 по шкале Кельвина.

Энергия du должна являться полным дифференциалом, т.к. dT по определению есть полный дифференциал. Можно показать, что при справедливости соотношения $c_p - c_\upsilon = R$, которое представляет собой известное в термодинамике уравнение Майера для идеального газа, величина du будет представлять полный дифференциал. Выразим du из уравнения (56) в виде:

$$du = \frac{c_p - R}{R} \cdot p \cdot d\upsilon + \frac{c_\upsilon}{R} \cdot \upsilon \cdot dp \, .$$

Применяя к величине du признак Эйлера, можно показать, что du является полным дифференциалом при условии $c_p - c_\upsilon = R$, в результате чего

$$du = \frac{c_\upsilon}{R} d\left(p \cdot \upsilon\right) = c_\upsilon \cdot dT \, .$$

Из полученных данных видно, что энергия в термодинамике является математической функцией, которая тесно связана с приращением геометрической вероятности в произвольном процессе изменения состояния системы.

В физике понятие энергии является крайне важным. Это понятие сформировалось благодаря историческим опытам Джоуля, когда была установлена эквивалентность тепла и работы. Данный эмпирический факт стал первым шагом к формулировке закона передачи и сохранения энергии. Общее философское определение энергии имеет вид: энергия – это общая мера различных форм материального движения. Так сложилось, что исторически концепция энергетического взаимодействия была сформулирована для физических систем и физико-химических форм движения материи. Энергетический принцип является незыблемой основой научного мировоззрения в физике. Однако вопрос применимости этой концепции к нефизическим системам сегодня пока остается открытым.

В свое время А. Пуанкаре указывал на тот факт, что выбор функции, которую сегодня называют энергией, является условным и, единственная возможная формулировка первого закона термодинамики для физико-химических систем формулируется в виде: «…существует нечто остающееся постоянным. Даная формулировка охватывает как закон сохранения энергии, так и закон сохранения массы. Это «нечто» представляет собой математическую функцию, физический смысл которой интуитивно не ясен» [30].

В современном представлении, несмотря на простоту, глубокое содержание первого закона термодинамики нелегко сформулировать ясно и кратко [31]. Это основная причина того, что различные авторы по разному формулируют первое начало. Более того, если математическая формулировка закона в классическом виде ($dQ = dU + dA$), связывающая теплоту, энергию и работу, является непосредственным обобщением опытных данных по термическим и деформационным взаимодействиям, то в принятом современном виде ($\delta Q = du + p \cdot d\upsilon + \sum_{k=1}^{n} P_k \, dz_k$) – это уже результат логического обобщения всех имеющихся в физике экспериментальных данных и накопленного практического опыта. В физике по мере накопления опытных фактов периодически возникают дискуссии о границах применимости закона сохранения энергии. Однако практически всегда тщательная проверка опытных фактов указывает на справедливость этого закона.

Полученный системный закон сохранения энергии для n переменных в виде соотношения (55) подтверждает справедливость утверждения А. Пуанкаре и указывает на то, что «нечто» остающееся постоянным» должно существовать в виде некоторой меры пространства состояний системы. При этом понятие энергии действительно является математической функцией, физический смысл которой связан с изменением вероятности состояния системы.

Однако в науках о жизни и обществе в понятие «энергии» необходимо вкладывать совсем иной смысл, нежели это делается в физике. Лучше говорить об общей мере различных форм материального движения и взаимодействия, которая характерна для каждой системы. Чтобы не путать данную величину с энергией назовем ее *трансергией* (*лат*. trans – за, через + *гр*. energela – действие, сила), что будет более правильно.

Закон взаимосвязи энтропии и времени. В современной науке применение понятия энтропии достаточно широко [32, 33]. Однако анализ состояния исследований в этой области указывает на то, что природа энтропии до конца пока не ясна, т.к. нет однозначного мнения по этому вопросу. Различные точки зрения на энтропию исходят из того, что она является: некоторой субстанцией, связанной с ходом времени; свойством, характеризующим процессы; характеристикой математической модели процесса; информационным параметром процесса [33]. Причины роста энтропии в изолированных системах также имеют несколько трактовок. Следствием этого является то, что различные авторы по-разному определяют смысл энтропии – мера необратимости процессов; мера сложности системного описания объекта; мера неопределенности информации; мера разнообразия; мера хаотичности; мера структурированности системы и т.д.

Расширенное представление об энтропии создает впечатление о ее универсальности в науке. Очень часто понятие энтропии в различных науках вводится априори без должного опытного подтверждения и математического обоснования, что приводит к заблуждениям и ошибочным обобщениям. Так как основой любой теории является опыт, то только опытные данные отражают характер естественных процессов в природе и обществе, которые в своей массе протекают в направлении наиболее вероятных изменений. Ранее указывалось, что существующая связь между изменениями статистической вероятности и энтропии вида (47) и определяет рост энтропии в естественных процессах. Все это говорит о том, что второй закон термодинамики является отражением некоторого общего закона природы, который по аналогии с высказыванием А. Пуанкаре может быть сформулирован в следующем виде: в природе существует «нечто» неубывающее при осуществлении процессов. Это «нечто» является статистическими вероятностями событий, которые отражают характер изменения процессов во времени. Именно поэтому многие авторы [5, 33] отмечают возможность взаимосвязи энтропии и времени, которое в своей сущности не обратимо и тоже возрастает в направлении от прошлого к будущему, причем течение времени непосредственно отражается в наблюдаемых событиях.

Полученные ранее результаты позволяют установить эту связь в виде фундаментальной закономерности между энтропией, как мерой качественных изменений, и временем, как общей мерой всех наблюдаемых изменений в состояниях систем. Будем исходить из представления системного времени (32) и зависимости (47) для энтропии, тогда:

$$dw = P \cdot d\omega = T \cdot ds\ . \qquad (58)$$

Данная зависимость указывает на явную связь между системным временем и энтропией состояния системы. Раскроем ее, используя метод интегрирующего множителя [34].

При математическом описании любого реального явления или процесса неизбежно приходится вводить допущения, выделяя и учитывая лишь наиболее существенные из всех влияющих факторов и существующих свойств. При этом всегда встает вопрос о достоверности полученной модели. В конечном счете этот вопрос решается практикой – установлением соответствия полученных выводов и опытных данных. Таким образом, любая функция, описывающая явление или процесс, строится и проверяется по опытным данным, причем исходные математические модели чаще всего формулируются в дифференциальной форме, т.к. любое изменение в своей сути связано с приращениями наблюдаемых величин.

При исходных предположениях данной работы статистическая вероятность w зависит от абсолютного времени и геометрической вероятности, а последняя, в свою очередь, линейна относительно индекса T. Поэтому представим дифференциал w в виде:

$$dw = M(\tau,T) \cdot d\tau + N(\tau,T) \cdot dT \qquad (59)$$

и будем считать, что подобная зависимость может быть построена по опытным данным, полученным в процессе длительного наблюдения за некоторой системой.

Из соотношений (32) и (47) следует, что функции $1/P$ и $1/T$ являются интегрирующими множителями. В этом случае умножение величины dw на интегрирующие множители преобразует уравнение (59) в уравнения в полных дифференциалах:

$$d\omega = \frac{dw}{P}; \quad ds = \frac{dw}{T}\ . \qquad (60)$$

Из теории известно [34]: если $1/T$ интегрирующий множитель уравнения (59), а $s(\tau,T)$ – соответствующий ему интеграл уравнения (59), то всякий интегрирующий множитель μ этого уравнения имеет вид:

$$\mu = \frac{1}{T}\varphi(s)\ , \qquad (61)$$

где φ – произвольная дифференцируемая функция. Опуская доказательство о существовании зависимости между интегральными решениями уравнения (59), которое имеется в литературе [например, 34, стр. 38], запишем общую зависимость между величинами ω и s:

$$\omega = \phi(s)\ , \qquad (62)$$

где $\phi(s)$ – непрерывно дифференцируемая функция, причем $\varphi(s) = \phi'(s)$.

Из уравнений (60) – (62) получаем, что произвольную функцию $\varphi(s)$ можно представить как отношение

$$\varphi(s) = \frac{T}{P} = \frac{d\omega}{ds}\ . \qquad (63)$$

Ранее указывалось, что вид функции, определяющей абсолютную плотность статистической вероятности $P(\omega)$, может быть найден из эмпирического распределения вероятностей событий, которые характерны для изучаемого качественного признака системы. Поэтому, учитывая, что системное время объекта, определенное по последовательности однородных характерных событий, представляет собой инверсную функцию статистической вероятности, определим функцию $\varphi(s)$ в виде:

$$\varphi(s) = \frac{d\omega}{ds} = T\frac{d\omega}{dw} = T \cdot \sqrt{2\pi}\exp\left(\frac{\omega^2(s)}{2}\right). \quad (64)$$

Из данной зависимости получаем, что $P(\omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{\omega^2(s)}{2}\right)$. Тем самым удовлетворяется уравнение (33), которое определяет абсолютную плотность статистической вероятности состояния системы по изучаемому компоненту, свойственному j-тому качественному признаку. При определении функции $P(\omega)$ принято, что распределение статистических данных подчиняется нормальному закону распределения. Естественно, что возможно использование также и других видов статистических распределений, если необходимость этого будет определена опытными данными.

Если ввести обозначение $\varphi_* = T/P$, то в элементарной окрестности любого состояния системы зависимость для системного времени относительно энтропии можно представить в виде:

$$d\omega = \varphi_* \cdot ds = \gamma_1\frac{dz_1}{z_1} + \gamma_2\frac{dz_2}{z_2} + \ldots + \gamma_n\frac{dz_n}{z_n}\ , \quad (65)$$

где постоянные γ_k равны $\gamma_k = \varphi_* \cdot c_k$. При постоянном значении коэффициента φ_* в окрестности состояния M системное время будет представлено в виде линейной функции относительно энтропии или в виде логарифмической функции относительно параметров свойств:

$$\omega - \omega_0 = \varphi_*(s - s_0) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln(z_1) + \ldots$$
$$\ldots + \gamma_2 \cdot \ln(z_2) + \ldots + \gamma_n \cdot \ln(z_n)\ . \qquad (66)$$

Таким образом, в любом элементарном процессе изменения состояния эволюционно развивающейся системы приращение системного времени прямо пропорционально изменению энтропии состояния этой системы.

Все сказанное выше позволяет теоретически обосновать принятую методику обработки данных, которая используется в науках, связанных с оценкой опасностей и рисков. Данная методика основана на использовании методов пробит-анализа. В этом случае статистические вероятности (риски) преобразуют в пробиты $\Pr\{-\infty,+\infty\}$ путем применения инверсного преобразования для нормального распределения. После этого функцию пробита подбирают по опытным данным путем нахождения уравнения регрессии относительно степенных функций или логарифмов параметров свойств. Если при такой обработке опытных данных пробит рассматривать как системное время, то зависимости (58) – (66) теоретически обосновывают существующие эмпирические методы оценки рисков, которые положены в основу анализа данных в токсикологии, радиологии, промышленной безопасности, оценке опасности стихийных явлений, страховании жизни и т.д. Апробация данных методов велась в течении десятилетий и сегодня они являются важной составляющей общей методологии изучения опасностей и рисков в природе и обществе.

Определим теперь связь энтропии состояния системы с абсолютным временем. Пусть функция $w = W(z_1, z_2, ..., z_n)$ имеет следующие непрерывные частные производные w'_{z_1}, w'_{z_2}, …, w'_{z_n}, причем параметры свойств $z_1, z_2, ..., z_n$, в свою очередь, являются функциями абсолютного времени τ в некотором процессе изменения состояния системы:

$$z_1 = z_1(\tau)\,,\; z_2 = z_2(\tau)\,, \ldots,\; z_n = z_n(\tau)\,, \qquad (67)$$

также имеющими непрерывные частные производные по абсолютному времени τ. Тогда не только существуют производные от сложной функции w по τ, но эти производные также непрерывны по τ. Будем считать, что в общем случае возможна зависимость функции $w = W(z_1, z_2, ..., z_n)$ от времени, тогда, в частном случае, $z_1 = z_1(\tau) = \tau$. Непрерывность производных обусловлена реальностью совершаемого процесса, который может быть наблюдаем в опыте, что является необходимым условием первого постулата системодинамики.

Известно, что производная вероятности w по времени будет равна:

$$\frac{dw}{d\tau} = \left(\frac{\partial w_{z_1}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_1}\frac{dz_1}{d\tau} + \left(\frac{\partial w_{z_2}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_2}\frac{dz_2}{d\tau} + \ldots$$

$$\ldots + \left(\frac{\partial w_{z_n}}{\partial T}\right)\frac{\partial T}{\partial z_n}\frac{dz_n}{d\tau} = T\sum_{k=1}^{n}\left(\frac{c_k}{z_k}\cdot\frac{dz_k}{d\tau}\right).$$

Учитывая соотношение (47) и принимая для скоростей изменения параметров свойств обозначение $v_k = dz_k/d\tau$, получим зависимость энтропии от абсолютного времени τ в виде:

$$\frac{ds}{d\tau} = \sum_{k=1}^{n}\left(\frac{c_k}{z_k}\cdot v_k\right) \quad \text{или}$$

$$s - s_0 = \int_0^{\tau}\sum_{k=1}^{n}\left(\frac{c_k}{z_k(\tau)}\cdot v_k(\tau)\right)d\tau\,. \qquad (68)$$

Из уравнения (68) получаем простую зависимость взаимосвязи энтропии и абсолютного времени:

$$s(\tau) = \sum_{k=1}^{n}\left(c_k\cdot\ln\left(\frac{z_k(\tau)}{z_{k0}}\right)\right)\,. \qquad (69)$$

Здесь принято: $z_1(0) = z_{10}$; $z_2(0) = z_{20}$; ….; $z_n(0) = z_{n0}$, а также $s_0 = 0$ при $\tau = 0$.

В случае, если рассматривается простая система, где формируются равновозможные события, то и $s(\tau) = \ln\rho(\tau)$. Здесь $\rho(\tau)$ – геометрическая вероятность, причем $s_0 = 0$ при $z_k = z_{k,\max}$. В простых системах энтропия состояния с течением времени может как увеличиваться, так и уменьшаться, т.к. на изменения статистической вероятности не накладывается ограничений.

Таким образом, основной вывод, который можно сделать из приведенного выше материала: время и энтропия взаимосвязаны между собой и отражают вероятностный характер изменения процессов и явлений в природе и обществе.

Мера пространства состояний системы

Сегодня в философии понятие меры определено на вербальном уровне. Согласно определения мера – это философская категория, отражающая единство качественных и количественных характеристик объекта или системы. Очень часто мера трактуется как диапазон или область количественных изменений, которые могут происходить при сохранении данного качества объекта. Исходя только из данных определений, формализовать понятие меры невозможно.

Введем понятие меры как функции пространства состояний, выражающей единство качественной и количественной определенности системы, используя для этого основные положения системодинамики и методы векторного анализа. С этой целью вернемся к рассмотрению уравнения (40), которое определяет закономерности изменения во времени изучаемых систем и накладывает на их поведение определенные ограничения. Изменение состояния системы происходит в пространстве n свойств и некоторого качества, которое оценивается по характерному событию, отражающему эволюцию системы и имеющему вероятностную оценку w. Общее решение уравнения (40) геометрически представляет собой в пространстве $\Omega_{n+1}\{z_1, z_2, .., z_n, w\}$ бесконечное семейство интегральных поверхностей, которые образованы характеристиками (41) данного уравнения. Каждой интегральной поверхности соответствует некоторый возможный процесс изменения состояния l, который, в свою очередь, характеризуется изменением во времени параметров свойств системы (67). Через каждую точку кривой процесса l проходит только одна характеристическая кривая, которая целиком лежит на интегральной поверхности $w_l = W(z_1, z_2, .., z_n)$. Таким образом, согласно основных понятий векторного анализа, характеристики уравнения (40), которые являются линиями энтропии, представляют собой векторные линии некоторого векторного поля, а интегральные поверхности – векторные поверхности этого поля.

В случае, если в пространстве состояний Ω_{n+1} формируются равновозможные события, то статистическая вероятность w тождественно равна геометрической вероятности ρ и поле вероятности связано с параметрами свойств системы функциональной связью. Если формируются неравновозможные события, то наблюдаются статистические связи.

Исходя из всего сказанного выше, можно утверждать, что при справедливости принятых исходных допущений в пространстве состояний Ω_{n+1} в каждой точке M существует некоторое поле направлений, порожденное скалярным полем статистической вероятности – векторное поле $\mathbf{Г}(z_1, z_2, ..., z_n, w)$, которое имеет вид [35]:

$$\mathbf{Г}(z_1, z_2, ..., z_n, w) = \frac{z_1}{c_1} \cdot \mathbf{e}_1 + \frac{z_2}{c_2} \cdot \mathbf{e}_2 + ... + \frac{z_n}{c_n} \cdot \mathbf{e}_n + T \cdot \mathbf{e}_{n+1}, \qquad (70)$$

где $\mathbf{e}_k$ – единичные векторы, направленные соответственно по осям координат $\{z_1, z_2, ..., z_n, w\}$ пространства состояний Ω_{n+1}.

Определим вектор $\mathbf{Г}$ как *вектор эволюции* системы по j–тому качественному признаку, которому соответствует некоторое характерное j–тое событие. Вектор эволюции определяет наиболее вероятные направления изменения и развития системы в пространстве ее состояний. Направление поля $\mathbf{Г}$ в каждой точке M пространства состояний Ω_{n+1} совпадает с направлением касательной к векторной линии энтропии, проходящей через точку M. Поэтому геометрическое представление о движении системы в пространстве состояний будем связывать с векторными линиями энтропии.

Исходя из понятий теории поля, совокупность всех линий энтропии в потоке вектора $\mathbf{Г}$ определим как спектр линий энтропии. Спектр линий энтропии дает представление об изменении качества системы, являясь как бы отображением мгновенного состояния эволюционных изменений. Если провести все векторные линии, проходящие через точки некоторого куска поверхности S, то их совокупность даст векторную трубку энтропии. Подобное представление вектора эволюции в пространстве состояний Ω_{n+1} при анализе процессов изменения и развития системы позволяет применить уравнения теории поля.

Выделяя в векторном поле произвольный объем V, ограниченный поверхностью S с направлением нормали $\mathbf{n}$ к этой поверхности, получим согласно формулы Остроградского, что объемный интеграл от расходимости поля $(div\ \mathbf{Г})$ равен потоку поля $\left(\iint\limits_{(S)} Г_n dS\right)$ через поверхность этого объема:

$$\iiint\limits_{(V)} div\ \mathbf{Г}\, dV = \iint\limits_{(S)} Г_n\, dS. \qquad (71)$$

В свою очередь, выделяя в векторном поле некоторый замкнутый контур l, который ограничивает поверхность S, получим согласно формулы Стокса, что циркуляция вектора $\mathbf{Г}$ вдоль этого контура $\left(\int\limits_{(l)} Г_\varepsilon d\varepsilon\right)$ равна потоку вихря $\left(\iint\limits_{(S)} rot_n\, \mathbf{Г}\, dS\right)$ через поверхность S:

$$\int\limits_{(l)} Г_\varepsilon\, d\varepsilon = \iint\limits_{(S)} rot_n\ \mathbf{Г}\, dS. \qquad (72)$$

Здесь $d\varepsilon$ – направленный элемент дуги кривой l, рассматриваемый как малый вектор.

Теперь рассмотрим задачу о нахождении семейства поверхностей, ортогональных к линиям энтропии s вектора эволюции $\mathbf{Г}$. Известно, что уравнение таких поверхностей определяется из скалярного произведения $(\mathbf{Г} \cdot \mathbf{t}) = 0$, где $\mathbf{t} = \mathbf{e}_1 \cdot dz_1 + \mathbf{e}_2 \cdot dz_2 + ... + \mathbf{e}_{n+1} \cdot dw$ – вектор, лежащий в касательной плоскости к исходной поверхности. Из этого уравнения в развернутом виде следует соотношение:

$$\frac{z_1}{c_1} dz_1 + \frac{z_2}{c_2} dz_2 + ... + \frac{z_n}{c_n} dz_n + T \cdot dw = 0, \quad (73)$$

которое является уравнением Пфаффа.

Легко показать, что уравнение (73) приводится к полному дифференциалу, если в системе формируются равновозможные события, для которых $c_k = 1$, $dw = d\rho$ и

$dT = dw$. Таким образом, в случае формирования равновозможных событий для j–того качественного признака поле вектора эволюции является потенциальным полем. Для случая неравновозможных событий потенциальность поля вектора эволюции нарушается, поэтому можно говорить об искривлении поля вектора эволюции.

Подойдем к определению меры пространства состояний системы, как некоторой n–мерной поверхности, на которой изменение количественных характеристик системы происходит при сохранении ее качества. В этом случае, т.к. качество системы не изменяется, изменение вероятности ее состояния, определенное по характерному событию, равно нулю, т.е. $dw = 0$, откуда и изменение энтропии состояния тоже равно нулю $ds = 0$. В результате этого приходим к более простому уравнению Пфаффа в n–мерном пространстве свойств вида:

$$\frac{z_1}{c_1}dz_1 + \frac{z_2}{c_2}dz_2 + ... + \frac{z_n}{c_n}dz_n = 0 . \qquad (74)$$

Данному уравнению в пространстве $\Omega_n\{z_1, z_2,.., z_n\}$ соответствует n-мерная проекция вектора эволюции в виде векторного поля:

$$\mathbf{\Gamma}_z(z_1, z_2,..., z_n) = \frac{z_1}{c_1}\cdot\mathbf{e}_1 + \frac{z_2}{c_2}\cdot\mathbf{e}_2 + ... + \frac{z_n}{c_n}\cdot\mathbf{e}_n \qquad (75)$$

Пфаффова форма, стоящая в левой части уравнения Пфаффа (74), при постоянных c_k в окрестности точки M является полным дифференциалом, поэтому уравнение (74) может быть преобразовано следующим образом:

$$dU = d\left(\frac{z_1^2}{2\cdot c_1} + \frac{z_2^2}{2\cdot c_2} + ... + \frac{z_n^2}{2\cdot c_n}\right) = 0 ; \qquad (76)$$

$$U(z_1, z_2,.., z_n) = -\frac{1}{2}\left(\frac{z_{1,\max}^2 - z_1^2}{c_1} + \frac{z_{2,\max}^2 - z_2^2}{c_2} + .. \right.$$

$$\left. ... + \frac{z_{n,\max}^2 - z_n^2}{c_n}\right). \qquad (77)$$

Здесь принято, что значение $U(z_{1,\max}, z_{2,\max},.., z_{n,\max}) = 0$. Уравнение $U(z_1, z_2,..., z_n) = C$ согласно (77) представляет поверхность в n–мерном пространстве состояний Ω_n и, следовательно, решениям уравнения Пфаффа (74) соответствует потенциальное семейство поверхностей, ортогональных векторным линиям энтропии s. Так как векторное поле $\mathbf{\Gamma}_z$ потенциально, то имеем следующие зависимости, которые следуют из соотношений (75) и (77):

$$\mathbf{\Gamma}_z(z_1, z_2,..., z_n) = grad(U), \text{ т.е. } \frac{z_k}{c_k} = \frac{\partial U}{\partial z_k}. \qquad (78)$$

Таким образом, искомыми поверхностями, которые ортогональны векторным линиям энтропии в пространстве свойств, являются поверхности уровня $U(z_1, z_2,..., z_n) = C$ потенциальной функции U, которая представляется уравнением (77).

Определим величину $U(z_1, z_2,..., z_n)$ как *меру* качественной и количественной определенности системы. Мера, как и энтропия, также является характеристической функцией пространства состояний системы. Из полученных выше результатов следует, что мера представляет собой потенциальную функцию векторного поля $\mathbf{\Gamma}_z$, которое зависит только от параметров свойств системы. Причем все качественно одинаковые состояния системы, которым свойственны различные параметры свойств, принадлежат одной и той же поверхности уровня $U(z_1, z_2,..., z_n) = C$. Поэтому любое состояние M, лежащее на этой поверхности уровня, будет однозначно определяться значением потенциала U и векторной линией энтропии, которой принадлежит данная точка M пространства состояний системы Ω_n. Каждой точке M любой поверхности уровня $U(z_1, z_2,..., z_n) = C$ будет соответствовать одно и тоже значение вероятности состояния w.

Теперь для решения уравнения (73) воспользуемся методом, при котором вероятность w будет выступать параметром [35]. Так как был получен интеграл уравнения (75), то представим постоянную C как функцию параметра w:

$$U(z_1, z_2,..., z_n) = C(w). \qquad (79)$$

Подберем величину $C(w)$ таким образом, чтобы удовлетворялось уравнение (73). Дифференцируя (79) получим:

$$\frac{\partial U}{\partial z_1}dz_1 + \frac{\partial U}{\partial z_2}dz_2 + ... + \frac{\partial U}{\partial z_n}dz_n - ...$$

$$... - C'(w)dw = 0 . \qquad (80)$$

Соответствующие коэффициенты при дифференциалах переменных в уравнениях (73) и (80) должны быть пропорциональны, поэтому:

$$\frac{c_1}{z_1}\frac{\partial U}{\partial z_1} = \frac{c_2}{z_2}\frac{\partial U}{\partial z_2} = ... = \frac{c_n}{z_n}\frac{\partial U}{\partial z_n} = -\frac{C'(w)}{T}, \qquad (81)$$

откуда $C'(w) = -T$. Так как предполагается существование взаимосвязи между статистическими и геометрическими вероятностями $T = \vartheta(w)$, то $C(w) = -\int \vartheta(w)dw$, а в случае, если возможно представление этой зависимости для некоторого множества состояний системы линейной функцией $T = \alpha_* \cdot w + \beta_*$, имеем $C(w) = -\alpha_* \dfrac{w^2}{2} - \beta_* \cdot w + const$.

Таким образом, получим зависимость, которая связывает статистическую вероятность и меру пространства состояний системы вида:

$$U(z_1, z_2, ..., z_n) + \int \vartheta(w) dw = const . \qquad (82)$$

Очевидна также следующая связь меры и энтропии состояния системы:

$$dU + T^2 \cdot ds = 0 . \qquad (83)$$

Обратим внимание на то, что в случае, если в уравнении (77) все величины $c_k = 1$, то поверхности уровня представляют собой сферы, которые заполняют все пространство состояний системы. При этом величина U является потенциалом для уравнения (38), и для данных потенциальных поверхностей наблюдается тождественное равенство статистической и геометрической вероятностей, имеющих равномерную плотность распределения. В случае, если $c_k \neq 1$, то для любого множества состояний системы, для которых $U = const$, также будет наблюдаться тождество статистических и геометрических вероятностей, несмотря на разные плотности распределения вероятностей. Однако, потенциальные поверхности уже не будут представлять собой концентрические сферы. Поэтому на содержательном уровне меру можно представить как *характеристику искривления* пространства наблюдаемых состояний системы относительно пространства ее равновозможных состояний.

Таким образом, мы ввели понятие меры как потенциала векторного поля $\mathbf{\Gamma}_z$, причем мера как характеристика искривления пространства состояний самым тесным образом связана с нарушением симметрии равновозможных состояний и выражает единство качественной и количественной определенности системы. Данное утверждение ранее было представлено в виде третьего постулата системодинамики, постулирующего, что для эволюционно развивающихся систем существует функция меры, которая может быть представлена в виде потенциальной функции пространства наблюдаемых состояний системы.

В заключение этого раздела получим дифференциальное уравнение системодинамики для меры как функции пространства состояний, выражающей единство качественной и количественной определенности системы. Из уравнений (78) следует, что $c_k \dfrac{\partial^2 U}{\partial^2 z_k} = 1$ или $\dfrac{\partial^2 U}{\partial^2 z_k} = \dfrac{1}{c_k}$, поэтому основное уравнение системодинамики для меры системы, как функции пространства состояний, имеет вид:

$$\frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_1} + \frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_2} + ... + \frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_n} = \sum_{k=1}^{n} \frac{1}{c_k} . \qquad (84)$$

В случае, если величины c_k зависят от параметров свойств, то уравнение (84) можно представить в виде:

$$\frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_1} + \frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_2} + ... + \frac{\partial^2 U}{\partial^2 z_n} = F(z_1, z_2, ..., z_n), \ldots (85)$$

где $F(z_1, z_2, ..., z_n) = \sum_{k=1}^{n} \frac{1}{c_k}$.

Таким образом, уравнение (84) определяет свойства моделирующей среды, которая может быть принята для описания эволюционно развивающихся систем. Данная среда представляется в виде потенциальной функции, исходя из условия постоянного качества системы для любой поверхности уровня данной функции.

Понятие необратимости процессов в системодинамике

Сегодня в философии необратимость рассматривается как переход системы в качественно новое состояние или как характеристика изменения процесса, при котором не возможен возврат в начальное состояние. Необратимость в большей и меньшей степени присуща всем процессам в природе. Исходя из материалов предыдущего раздела будем считать, что в случае, если качество системы не изменяется, то возможно существование обратимых процессов. При этом обратимость можно рассматривать как некоторый частный случай, при котором описание поведения системы может быть осуществлено только на основе динамических закономерностей. Ранее показано, что при условии, когда изменение статистической вероятности равно нулю $(w = const)$, в каждой точке M пространства состояний Ω_n существует поле потенциала $U(z_1, z_2, ..., z_n) = C$. Данное поле порождает поле градиента $\Gamma_z(z_1, z_2, ..., z_n) = grad(U)$, векторные линии которого, в свою очередь, определяются уравнениями (41) и являются векторными линиями энтропии. Так как векторное поле $\mathbf{\Gamma}_z(z_1, z_2, ..., z_n)$ потенциально, то циркуляция вектора $\mathbf{\Gamma}_z$ по простому замкнутому контуру всегда будет нулем, а линейный интеграл по многомерной кривой любого процесса l, соединяющей произвольные два состояния системы, оказывается не зависящим от формы кривой.

В данном случае в системе наблюдаются только количественные изменения и множество объектов или систем данного класса могут находиться в разных состояниях, отвечающих различным параметрам свойств, однако все они будут обладать одним качеством.

Уже отмечалось, что только при одном

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет

условии вектор эволюции $\mathbf{\Gamma}$ в пространстве состояний Ω_{n+1} может быть потенциальным вектором – это тогда, когда характерные события качественных признаков обладают свойством равновозможности. В этом случае уравнение (73) может быть представлено в виде полного дифференциала, т.е. будет существовать потенциальная функция как в пространстве свойств Ω_n, так и в пространстве состояний Ω_{n+1}. Другими словами пространство состояний системы будет обладать внутренней симметрией и не будет искривлено.

В свою очередь, если в любом процессе статистическая вероятность состояния системы изменяется $(w \neq const)$, то поле вектора эволюции $\mathbf{\Gamma}$ будет характеризовать уже как количественные, так и качественные изменения в системе. Можно показать, что при этом условии вектор эволюции уже не будет потенциальным вектором. Естественно, что данное поле не будет и соленоидальным полем, т.к. эволюции не свойственны простые случаи.

Так как вектор эволюции $\mathbf{\Gamma}$ не является потенциальным, то циркуляция вектора $\mathbf{\Gamma}$ по замкнутому контуру будет отлична от нуля, а интеграл по многомерной кривой любого процесса l, соединяющей произвольные два состояния системы, будет зависеть от формы кривой.

Из теории поля известно, что произвольное векторное поле всегда может быть представлено в виде суммы потенциального и соленоидального векторов. Исходя из этого, вектор эволюции представляется в виде:

$$\mathbf{\Gamma} = \mathbf{\Gamma}_z + \mathbf{\Gamma}_w, \text{ где}$$

$$rot\ \mathbf{\Gamma}_z = 0 \ \text{ и } \ div\ \mathbf{\Gamma}_w = 0 . \qquad (86)$$

Считая, что $\mathbf{\Gamma}_z = grad\ \Phi$, где Φ – подлежащая определению скалярная функция, получим для функции Φ дифференциальное уравнение в частных производных второго порядка $\nabla\ \Phi = div\ \mathbf{\Gamma}$ или в развернутой форме:

$$\frac{\partial^2\Phi}{\partial^2 z_1} + \frac{\partial^2\Phi}{\partial^2 z_2} + ... + \frac{\partial^2\Phi}{\partial^2 z_n} + \frac{\partial^2\Phi}{\partial^2 w} = \\ = \sum_{k=1}^{n}\frac{1}{c_k} + \vartheta'(w) , \qquad (87)$$

которое всегда имеет решения [15]. После определения потенциальной функции Φ, второй вектор суммы (87) будет иметь вид: $\mathbf{\Gamma}_w = \mathbf{\Gamma} - grad\ \Phi$. В частном случае, если предположить, что функция Φ представима в виде суммы функций, одна и которых является мерой системы U и зависит только от параметров свойств, получаем дифференциальное уравнение для меры системы (84).

Таким образом, необратимость связана с изменением качества системы, а характерные события качественных признаков отражают процесс эволюции системы. Важным из этого вывода является то, что не все события отвечают эволюционным изменениям в системе – процессы развития отражают только сложные события, которым не свойственен принцип равновозможности. Простые равновозможные события, в свою очередь, будут отвечать, протекающим в системе изменениям, которые не ведут к изменению качества системы.

Исходя из сказанного выше, приходим к заключению, что необратимость, как следствие статистических закономерностей, несвойственна обратимым процессам, для которых характерны динамические закономерности. Именно здесь лежит решение проблемы, на которую указывал Больцман, что необратимость, присущая второму закону термодинамики, несовместима с обратимыми законами динамики. Второй закон термодинамики отражает статистические закономерности необратимых процессов, связанных с качественными изменениями систем, а законы динамики отражают только количественные изменения в динамических системах – динамические закономерности.

На временном интервале всего в три века, когда наблюдалось становление старейшей из наук – динамики, в окружающей Землю области Вселенной не могло произойти существенных качественных изменений, которые могли бы быть отражены в законах динамики.

Актуальные прикладные задачи системодинамики

Сегодня по многим научным направлениям идет процесс создания обширных баз данных и хранилищ информации. В области климатологии, экологии, науках о жизни, токсикологии, социально-экономическом развитии и анализе человеческого потенциала, оценке биоразнообразия, в некоторых прикладных сферах экономики и т.д., накоплен значительный объем опытных фактов. При этом развитие вычислительной науки создает условия для поиска скрытых закономерностей в базах данных, для чего применяются методы интеллектуального анализа информации (ИАИ). Системодинамика позволяет осуществить обобщение базовых закономерностей, направленных на построение фундаментальных теорий. Кроме этого метод системодинамики дает возможность научно обосновать поиск скрытых закономерностей в массивах информации, и тем самым предложить новые теоретические методы для ИАИ. Возможности системодинамики при построении теорий в прикладных областях показаны в некоторых статьях автора, опубликованных ранее [38 – 41, *http://ksm.donntu.edu.ua/pub2011.pdf*].

Например, с точки зрения системодинамики актуально построение теории в токсикологии, которая является широкой и многогранной областью человеческих знаний. Сегодня известно около 10^7 химических соединений, среди которых широко используются более 60 тысяч веществ. Токсикология изучает определенный класс свойств различных веществ, в данном случае токсических свойств. Процесс изучения идет в основном опытным путем, благодаря чему накоплен громадный опытный материал, который систематизирован в различных базах данных и обширной литературе [36, 37]. При этом можно говорить о достаточности данных, позволяющих получать базовые эмпирические закономерности. Кроме того, токсикология – это одна из тех немногих наук, где в опыте возможна оценка вероятностей событий. Это дает возможности для статистических обобщений и получения общесистемных закономерностей [38, 40].

Вторая область перспективных исследований системодинамики связана с оценкой развития человеческого потенциала и анализом развития стран и регионов мира. Существующие базы данных (*http://www.hdr. undp.org/*; *http://data.worldbank.org*; *http://www. weforum.org*; *http://www.yale.edu/esi*; *http:// www.heritage.org*) позволяют построить на основе методов системодинамики теорию прогнозирования развития стран мира. Сейчас основной прогресс в этой области связан с использованием индикаторов и индексов. Изучение различных индикаторов позволяет оценить уровень различных воздействий и проанализировать их последствия. Данное направление анализа развития социально-экономических систем сегодня очень популярно, и можно сказать даже модно. Различные рейтинги стран и регионов публикуются международными организациями, университетами, страховыми компаниями и банками. На их основе принимаются многие управляющие решения в мировой политике. Однако следует признать, что в настоящее время не существует фундаментальной теории, которая характеризовала бы развитие стран и регионов, а тем более мира в целом, а построение такой теории является важной задачей, стоящей перед человечеством. В статьях автора были предложены некоторые подходы для построения в будущем такой теории [38, 41], которая бы отвечала исходным целям общей теории систем.

Отдельно следует сказать о передовом направлении современной науки – разработке глобальных моделей климата. Это крайне актуальная область системных исследований и применения методов интеллектуального анализа информации. Связано это с тем, что трудно найти другую область человеческого знания, где бы были накоплены подобные базы данных, в которых объем только систематизированных данных составляет десятки Терабайт. Естественно, что на таком объеме информации отрабатываются современные алгоритмы интеллектуального анализа данных и методы вычислительной математики. На факультете компьютерных наук и технологий ДонНТУ ведутся работы по представлению и визуализации климатических данных повторного анализа [43]. Этот путь в перспективе приведет к созданию глобальных моделей климата, поэтому применение методов системодинамики для поиска закономерностей в климатических данных актуально.

Следующее приложение метода системодинамики может быть связано с эволюцией видов, где за всю историю Земли накоплено очень много данных наблюдений. В области изучения распространения биологических видов и оценки биоразнообразия накоплена обширная информация в виде баз данных и всемирно известных энциклопедий [18, 19]. Здесь сегодня достаточно опытных фактов, чтобы на основе методов системодинамики поэтапно реализовать идею построения теории эволюции биосферы, которая в начале 30-х годов прошлого века была высказана русским ученым В.А. Костициным [42]. Объединение глобальных моделей климата с моделями ареалов распространения биологических видов на Земле позволит в будущем подойти к созданию модели биосферы планеты. Вопросы эволюции лежат в основе всей земной биологической жизни, поэтому поиск теоретических методов в данной научной области крайне актуален.

Отметим, что указанные прикладные задачи в основном лежат вне предмета исследования физических наук. Однако метод системодинамики самым тесным образом связан с методом термодинамики. Поэтому именно на стыке системодинамики и термодинамики могут быть получены самые интересные результаты, связанные с развитием теории, обобщением опытных данных и осуществлением круговых процессов и циклов в различных классах систем. На стыке наук почва для новых идей всегда плодотворна.

Выводы

Подводя итоги статьи, выскажем несколько предположений и гипотез общенаучного характера, которые логически вытекают из приведенного материала.

Как было показано выше, если существует опытный факт того, что для некоторой системы можно выдвинуть гипотезу существования некоторого показателя вида $w = W(z_1, z_2, .., z_n)$, то вполне возможно установление закономерностей, которые характеризуют изменение состояний этой системы. В данной работе в качестве такого показателя принято многомерное распределение вероятностей некоторой случайной величины. В термодинамике таким показателем выступает абсолютная температура $T = T(z_1, z_2, .., z_n)$.

В целом суть теории заключается в переходе от декартовых координат параметров свойств z_k к естественным координатам, привязанным в пространстве $n+1$ переменной к многомерной поверхности $w = W(z_1, z_2, .., z_n)$. Здесь в качестве координат выступают функции состояния – «энтропия», «энергия» и т.п.

Все это говорит о возможности построения для эволюционно развивающихся систем различной природы математической теории аналогичной той, которая применяется сегодня в термодинамике. Аналогии между термодинамикой и системодинамикой крайне важны, т.к. позволяют придать импульс развитию общей теории систем и применить при анализе систем апробированные естественно-научные методы.

Методология общей теории систем отличается от физической, поэтому чуть выше понятия «энтропии» и «энергии» взяты в кавычки, так как, основываясь на системных представлениях, они уже не будут обладать общепринятым физическим смыслом.

Следующее общее предположение указывает на то, что изменение, развитие, а по большому счету, и жизнь в природе – это закономерный процесс эволюции систем во времени в направлении количественных и качественных преобразований от беспорядка, хаоса, равновозможности и простых динамических закономерностей в область структурированной сложности, ассиметричности и сложных статистических закономерностей. Сложность и ассиметричность надо понимать как нарушение принципов равновозможности, однородности, изотропности, изоморфности и других простых симметрий. В этом плане «стрела времени» самым тесным образом связана с вектором эволюции, при этом закон возрастания энтропии является следствием наиболее вероятных качественных изменений, также как и закон сохранения энергии является следствием существования потенциальной функции меры в абсолютном пространстве свойств. В простых системах, где существуют условия для формирования равновозможных событий, любые процессы изменения свойств обратимы. Необратимость проявляется в системах, где формируются неравновозможные события, наблюдается искривление абсолютного пространства свойств и нарушается потенциальность вектора эволюции. Таким образом, необратимость связана с нарушением простых симметрий и является следствием существования статистических закономерностей.

Исходя их этого, становится ясна роль хаоса в современной науке, для которого строго определения пока нет. Мы можем предположить, что хаотическими являются системы, в которых при любых процессах изменения свойств формируются равновозможные состояния. Хаотические системы отличаются равномерными распределениями характерных событий и обладают самыми простыми статистическими закономерностями, для которых возможно точное динамическое описание. В хаотических системах вектор эволюции является потенциальным, такие системы можно назвать системами «однородного» качества.

По своей сути хаотические системы являются, что ни есть, «мертвыми» системами, так как феномену жизни не свойственна равновозможность состояний, ему свойственна необратимость, где отсутствует свойство равновозможности.

Сложно пока сказать, существуют ли в природе абсолютно хаотические системы или это только идеализация, своего рода моделирующая среда. Даже для идеального газа в термодинамике принцип равновозможности состояний нарушается, т.к. изохорная и изобарная теплоемкости не равны между собой. Однако ценность понятия «хаотическая система» может быть в том, что именно в этой области вполне возможен ответ на вопрос: а что такое, собственно говоря, течение времени?

Уже очевидно, что необратимость определяет природу течения времени, в связи с чем скорость системного времени (дление по Бергсону) в разных классах систем различна. В связи с этим, хаотические системы могут выступать некоторым «эталоном» в процедуре определения скорости течения времени по отношению к степени искривления пространства свойств при формировании потоков неравновозможных событий. Здесь может быть получен результат, если будет разработана таксономия различных классов событий. Исследования должны охватывать классификацию систем по факту формирования самых разных событий, свойственных различным системам. На основе сравнения распределений с эталонными и использования понятия меры, как общей характеристики изменений, могут быть построены нетрадиционные системы измерения времени.

Кроме этого, для потоков разных событий, отражающих развитие системы, возможно определение общего вектора эволюции. Изначально понятна иключительная сложность и обширность данной задачи, однако именно в этой области могут лежать истоки новой науки, которая в своем названии будет содержать приставку «хроно».

Метод системодинамики расширяет возможности системного анализа и общей теории систем и позволяет учитывать фундаментальные закономерности, которые имеют статистическую природу и свойственны различным классам объектов и систем. Поэтому на данном этапе научная значимость метода, в первую очередь, связана с возможностью построения моделей развития биологических и социально-экономических систем, а также формулировкой новых подходов в построении алгоритмов интеллектуального анализа данных, которые учитывают фундаментальные закономерности изменения и развития систем.

Литература

1. Берталанфи Л. Общая теория систем – Критический обзор. – General Systems, Vol. VIII, 1962. P. 1 – 20.
2. Капица П.Л. Эксперимент, теория, практика. – М: Наука, 1981. – 495 с.
3. Гухман А.А. Об основаниях термодинамики. – М.: Энергоатомиздат, 1986.– 383 с.
4. Колмогоров А.Н. Основные понятия теории вероятностей. – М: Наука, 1974. – 119 с.
5. Пригожин И., Стенгерс И. Время, хаос, квант. К решению парадокса времени: Пер. с англ. Изд. 5-е испр. – М.: Едиториал УРСС, 2003. – 240 с.
6. Eddington A. The Nature of the Physical World. Ann. Arbor: University of Michigan Press, 1958.
7. Анохин П.К. Принципиальные вопросы общей теории функциональных систем. – *http://www.galactic.org.ua/prostranstv/anohin-7-1.htm* (23.10.11).
8. Философский словарь / Ред. И.Т. Фролов. – М: Политиздат, 1989. – 444 с.
9. Основы оценки риска для здоровья населения при воздействии химических веществ, загрязняющих окружающую среду / Г.Г. Онищенко и др.– М.: НИИЭЧ, 2002.– 408 с.
10. Bliss CI. The method of probits. – Science 79 (2037), 1934. P. 38 – 39.
11. Сковрон С. Развитие теории эволюции. – *http://dino.disneyjazz.net/i39.html* (20.11.11).
12. Доклад о развитии человека 2006 / Пер. с англ. – М.: Весь мир, 2006. – 440 с.
13. Защита окружающей среды Европы. Четвертая оценка / Пер. с англ. – Копенгаген: ЕАОС, 2007. – 451 с.
14. Венцель Е.С. Теория вероятности. М.: Наука, 1971. – 576 с.
15. Фихтенгольц Г.М. Курс дифференциального и интегрального исчисления. Том 1, 3. М.: Наука. 1969.
16. Кирилин В.А., Сычев В.В., Шейндлин А.Е. Техническая термодинамика – М.: Энергия, 1974. – 448 с.
17. Робертс Дж. Теплота и термодинамика. Пер. с англ. – М.: Технич. литература, 1950. – 592 с.
18. AnAge Database – *http://genomics.senescence.info/species/* (25.02.11).
19. Животные / Под ред. Д. Берни. – М.: Астрель, 2008. – 624 с.
20. Астрометрические звездные каталоги. – *http://www.astro.spbu.ru/* (02.06.11).
21. Садовский В.Н. Основания общей теории систем. – М.: Наука, 1974. – 280 с.
22. Математическая энциклопедия / И. Виноградов и др. – М.: Советская энциклопедия, 1977.
23. Завельский Ф.С. Время и его измерение. – М.: Наука, 1987. – 256 с.
24. Венгеров И.Р. Хроноартефакты термодинамики. – Донецк: Норд-пресс, 2005. – 235 с.
25. Фейнман Р., Лейтон Р. Фейнмановские лекции по физике. – Пер. с англ., Том 1. – М.: Мир, 1965. – 268 с.
26. Шамбадаль П. Развитие и приложения понятия энтропии / Пер. с фр. – М.: Наука, 1967. – 279 с.
27. Фейнман Р., Лейтон Р. Фейнмановские лекции по физике. – Пер. с англ., Том 4 – М.: Мир, 1965. – 278 с.
28. Вернадский В.И. Проблема времени, пространства и симметрии. 1920 – 1942. – Электронный архив В.И. Вернадского. – *http://vernadsky.lib.ru/* (10.01.12).
29. Кошляков И.С. Уравнения в частных производных математической физики. – М.: Вища школа, 1970. – 712 с.
30. Пуанкаре А. О науке. – Пер. с франц. – М.: Наука, 1983. – 560 с.
31. Falk G. Die Rolle der Axiomatik in der Physik, erlautert am Beispiel der Termodynamik / Die naturwissenschaften, 46, 1959, № 16: P. 480 – 486.
32. Morowitz H.J. The Second Law of Thermodynamics. – *http://www.panspermia.com/seconlaw.htm* (26.02.10).
33. Коганов А.В. Реферативный обзор семестра «Время и энтропия» семинара «Изучение феномена времени». – *http://www.chronos.msu.ru/seminar/rindex.html* (27.10.11).
34. Курс обыкновенных дифференциальных уравнений / Еругин Н.П. и др. – К.: Вища школа, 1974. – 472 с.
35. Эльсгольц Л.Э. Дифференциальные уравнения и вариационное исчисление. – М: Наука, 1969. – 424 с.
36. Database IRIS. – *http://www.epa.gov/IRIS/*, (25.02.11).
37. Вредные химические вещества / Справочник под ред. В.А. Филова. – Л.: Химия. – 1989.
38. Аверин Г.В. Об основаниях системодинамики // Системный анализ и информационные технологии в науках о природе и обществе. – 2011, №1. – С. 6 – 52.
39. Аверин Г.В., Звягинцева А.В., Аверин Е.Г. Методы системной динамики при анализе социально-экономического развития стран и регионов // Системный анализ и информационные технологии в науках о природе и обществе. – 2011, № 1. – С. 108 – 122.
40. Звягинцева А.В., Аверин Г.В. Построение уравнений состояний сложных токсикологических систем // Системный анализ и информационные технологии в науках о природе и обществе. – 2011. – № 1. – С. 57 – 70.
41. Аверин Г.В. О фундаментальных основах системодинамики: опытные факты, методология, приложения // Интеллектуальный анализ информации, ИАИ-2011. – К: НТУ «КПИ», 2011, С. 152 – 169.
42. Костицын В.А. Эволюция атмосферы, биосферы и климата / Пер. с фр. – М.: Наука, 1984. – 96 с.
43. Averin G.V., Rodriges Zalipynis R.A. Discovery of synoptic patterns of climate variability and change using data mining and high performance computing / DonNTU, 2012. – http://wikience.donntu.edu.ua/rodriges/publications/ rodriges_CRDF_2012.ppt (23.01.12).

Аверін Г.В.
Донецький національний технічний університет