ОПИСАНИЕ СТРУКТУР ЛЮБЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ ОБРАЗОВАННЫХ РАВНОВЕРОЯТНЫМИ СЛУЧАЙНЫМИ СОБЫТИЯМИ

Филатов О.В. Email: Filatov17138@scientifictext.ru

Филатов Олег Владимирович - инженер-программист,
ЗАО «Научно-технический центр «Модуль», г. Москва

Аннотация: *в этой статье даны формулы, описывающие структуры любых случайных последовательностей, которые образованы равновероятными событиями. Согласно концепции Р. Мизеса, теория вероятностей является экспериментальной наукой и действительные, ощутимые открытия, приводящие к значительному развитию теории вероятности, можно получить только экспериментальным путём, а не путём логических спекуляций. Действительно, наличие структур для любых типов последовательностей из равновероятных событий и формулы для количественного вычисления этих структур получены экспериментальным путём. Статья завершает большой этап в исследовании случайных последовательностей и нового типа вероятности: «Геометрической вероятности», поэтому не содержит вводные определения (даны в предыдущих работах). Отметим, что базовые формулы, описывающие структуры случайных последовательностей, уже применяются в инженерной практике США, отечественная наука, к сожалению, в этом направлении отстаёт.*
Ключевые слова: *Мизес, Мизесовская частота, цуга, составное событие, геометрическая вероятность.*

DESCRIPTION OF THE STRUCTURES OF ANY SEQUENCES FORMED BY EQUALLY PROBABLE RANDOM EVENTS

Filatov O.V.

Filatov Oleg Vladimirovich - Software Engineer,
SCIENTIFIC AND TECHNICAL CENTER «МОДУЛЬ», MOSCOW

Abstract: *this article provides formulas describing the structure of any random sequences that are formed by equiprobable events. According to the concept of R. Mises, the theory of probability is an experimental science and real, tangible discoveries leading to a significant development of the theory of probability can only be obtained experimentally, and not by logical speculations. Indeed, the presence of structures for any types of sequences from equally probable events and formulas for the quantitative calculation of these structures were obtained experimentally. The article completes a large stage in the study of random sequences and a new type of probability: "Geometric probability", therefore, does not contain introductory definitions (given in previous works). Note that the basic formulas describing the structure of random sequences are already used in engineering practice in the United States; domestic science, unfortunately, is lagging behind in this direction.*
Keywords: *Mises, Mises frequency, zug, composite event, geometric probability.*

УДК: 51

Введение

Национальный стандарт США по генерации псевдослучайных последовательностей требует от инженеров воссоздавать структуру случайной пос-ти, в создаваемых ими бинарных сигналах имитирующих шум. В то же время отечественная академическая вероятностная школа, к удивлению инженеров, продолжает утверждать, что классическая теория вероятностей не дает ответа на вопрос: «Что такое случайная последовательность?». То есть, опять возникла историческая ситуация, когда практика качественно обогнала академическую науку. Рассуждения отечественных математиков о том, что случайная пос-ть непредсказуема, типична, достойны философов, а не математиков. В отличие от философов, Рихард Мизес экспериментально обнаружил, что в случайных пос-тях сохраняются частоты (Мизес рассматривал теорию вероятностей как естественную, экспериментальную науку), и он положил этот факт в основу своей теории вероятностей. Материал этой статьи основан на концептуальной позиции Мизеса, то есть на эксперименте, а не на спекуляциях математиков.

В этой статье даны формулы для расчёта частот для любых случайных пос-тей, образованных из V равновероятных исходов. Примером таких пос-тей являются серии результатов азартных игр: при подбрасывании монеты V=2, при выпадении кубика V=6. В моих предыдущих работах рассматривались бинарные пос-ти V=2, события которых обозначались через «0», «1». Для перехода к обобщающему рассмотрению пос-тей с числом равновероятных исходов $V > 1$ (кубик: V=6; казино: $V \in$\{2; 3; 4; 6; ..\}, лото: V=36) перейдём от бинарного алфавита («0»; «1») к буквенному («A»; «B»; «C»; «D»; ..). Например, в буквенном алфавите результаты выпадений монеты, V=2: \{A; B\}, выглядят так: «AABBBABA…»; результаты выпадений кубика, V=6: \{A; B; C; D; E; F\}, выглядят так: «AABFCED…».

Напомним, что свойства случайных пос-тей в которых число членов N ориентировочно превышает 10^3 изучает «Комбинаторике длинных пос-тей» (КДП). КДП выработала для характеристики случайных пос-ей такие логические инструменты, как: составное событие [1, 2, 5]: ${}^{n}_{V}S_N$ и цуга [1, 4, 6]: ${}^{n}_{V}C_w$ из составных событий.

Основная часть

В азартных вероятностных играх, с равновероятными исходами, *составные события* [1, 2] случайных процессов, например: выпадение сторон монеты V=2, выпадение граней кубика V=6, номера рулетки, описываются общей формулой, ф.1.1 [5]:

$$ {}^{n}_{V}S_N = \frac{(V-1)^2}{V^{n+1}} N \qquad \text{Ф. 1.1} $$

Из ф. 1 получаем для монеты ($V = 2$) знакомую по работам [1, 2, 3] формулу составных событий: ${}^{n}_{V=2}S_N = \frac{(V-1)^2}{V^{n+1}} N = \frac{(2-1)^2}{2^{n+1}} N = \frac{N}{2^{n+1}}$. Рассчитаем по ф. 1.1 все составные события ${}^{n=2}_{V=4}S_N$ случайной пос-ти из четырёх равновероятных исходов: «A»; «B»; «C»; «D», образованные двойными выпадениями (${}^{n=2}_{V=4}S(«AA»)_N$; ${}^{n=2}_{V=4}S(«BB»)_N$; ${}^{n=2}_{V=4}S(«CC»)_N$; ${}^{n=2}_{V=4}S(«DD»)_N$): ${}^{n=2}_{V=4}S_N = \frac{(V-1)^2}{V^{n+1}} N = \frac{(4-1)^2}{4^{2+1}} N = \frac{9}{64} N.$

В случайной пос-ти с V равновероятными исходами случайного события число составных событий ${}^{\boldsymbol{n+1}}_{V}S_N$ длины $n+1$ в V раз меньше числа составных событий ${}^{n}_{V}S_N$ длины n, ф.1.2:

$$ {}^{\boldsymbol{n+1}}_{V}S_N = \frac{{}^{n}_{V}S_N}{V} \qquad \text{Ф. 1.2} $$

Для расчёта суммы составных событий ${}_{V}S_N$ всех длин $n = 1; 2; 3; \dots$, ф. 1.3, в случайной пос-ти с V равновероятными исходами (р.и.), надо просуммировать все ${}^{n}_{V}S_N$ (1.1), [5]:

$$ {}_{V}S_N = \sum_{n=1}^{\infty} {}^{n}_{V}S_N = \frac{V-1}{V} N \qquad \text{Ф. 1.3} $$

В пос-тях образуемых из V р.и. отношение всех составных событий ${}_{V}S_N$ к событиям первой моды ${}^{1}_{V}S_N$ равно $\frac{V-1}{V}$, ф.1.4:

$$ \frac{{}_{V}S_N}{{}^{1}_{V}S_N} = \frac{{}^{1}_{V}C_w}{{}^{1}_{V}C_{w+1}} = \frac{V}{V-1} \qquad \text{Ф. 1.4} $$

В пос-ти из V р.и. длиной N, существует закономерность ф.1.5 связывающая число всех составных событий ${}_{V}S_N$ с N:

$$ {}_{V}S_N = N - \frac{N}{V} \qquad \text{Ф. 1.5} $$

Связь между суммой всех составными событий ${}_{V}S_N$ и суммой всех цуг ${}_{V}C_N$ случайной пос-ти из V р.и. описывает ф. 2.1:

$$ {}_{V}C_N = \frac{2 \cdot {}_{V}S_N}{V+1} \qquad \text{Ф. 2.1} $$

Запишем математическое равенство 2.2 для ф.2.1:

$$ \frac{V+1}{2} = \frac{\sum_{i=1}^{i=V} V_i}{V} \qquad \text{Ф. 2.2} $$

Учитывая равенство 2.2 перепишем ф.2.1 в виде ф.2.3:

$$ {}_{V}C_N = \frac{V \cdot {}_{V}S_N}{\sum_{i=1}^{i=V} V_i} \qquad \text{Ф. 2.3} $$

Связь суммы всех цуг ${}^{n}_{V}C_N$ по основанию n и суммы всех составных событий ${}^{n}_{V}S_N$ по основанию n, случайной V пос-ти, представлена в ф.2.4:

$$ \frac{{}^{n}_{V}C_N}{{}^{n}_{V}S_N} = \frac{V^n - V + 1}{V^n} \qquad \text{Ф. 2.4} $$

Учитывая, что по ф.1: ${}^n_V S_N = \frac{(V-1)^2}{V^{n+1}} N$, получаем из ф.2.4 для ${}^n_V C_N$ ф.2.5:

$$ {}^n_V C_N = \frac{(V^n - V + 1)\cdot(V-1)^2}{V^{2\cdot n+1}} N \qquad \text{Ф. 2.5} $$

Из ${}^n_V C_N$ можно по ф.2.6 получить ${}^n_V C_{w=1}$:

$$ {}^n_V C_{w=1} = {}^n_V C_N \cdot \frac{V^n - (V-1)}{V^n} \cdot \frac{1}{V-(V-1)} \qquad \text{Ф. 2.6} $$

Связь цуг с одной полуволной $w = 1$ с цугами с любым числом полуволн w показывает ф.2.7:

$$ {}^n_V C_w = {}^n_V C_1 \cdot \left(\frac{V-1}{V^n}\right)^{w-1} \qquad \text{Ф. 2.7} $$

В играх с V равновероятными исходами (р.и.), все цепочки случайных процессов - цуги, описываются одной общей формулой, ф.2.8:

$$ {}^n_V C_w = \frac{(V^n - V + 1)^2 \cdot (V-1)^{w+1}}{V^{n\cdot(w+2)+1}} N \qquad \text{Ф. 2.8} $$

Где: V - число возможных равновероятных исходов случайного события. Для выпадающей монеты возможно два исхода V = 2; для кубика шесть исходов V = 6; для ставок казино возможны разные ставки, и в зависимости от типа ставки, для казино V = 2; 3; 4; …

Ранее было дано определение случайной бинарной пос-ти как объединение цуг ${}_{V=2}^{\;n} C_w$. Зная ф.2.8 можно дать определение любой случайной пос-ти для $V > 1$ равновероятных исходов.

Определение случайной *V* пос-ти. *V - пос-ть является случайной, если объединение цуг рассчитывается по ф.2.8, причём ф.2.8 верна как для всей пос-ти N, так и для любой её достаточно длинного её фрагмента.*

Поясним данное определение. Для того, что бы показать, что бинарная пос-ть может быть случайной раньше говорили, что число нулей и единиц в ней примерно равны (философию: «непредсказуемость», «типичность» инженеры не применяют). Теперь, чтобы сказать, что пос-ть случайна, надо указать, на то, что распределение цуг в ней подчиняется закону цуг, ф.2.8.

В таблице 1 представлены формулы локальных связей параметров случайной пос-ти с V равновероятными исходами.

Таблица 1. Формулы локальных связей в V – последовательностях

${}^1_V S_N = V \cdot {}^1_V C_N$	${}^{n=2}_{\;\;V} S_N = {}^{n=1}_{\;\;V} C_N$	$N = V \cdot el_V$	${}_V C_N = 2 \cdot {}^1_V C_N$
$V = \frac{{}^1_V S_N}{{}^1_V C_N} = \frac{{}^1_V C_N}{{}^1_V C_1}$	$\frac{{}^{n=1}_{\;\;V} C_w}{{}^{n=1}_{\;\;V} C_{w+1}} = \frac{V}{V-1}$	$\frac{{}^{n=1}_{\;\;V} C_N}{{}^{n=1}_{\;\;V} C_{w=1}} = V$	$\frac{{}_V S_N}{{}^{n=1}_{\;\;V} C_N} = V + \frac{1}{V}$

Геометрическая вероятность [1, 3, 7]. Просмотр случайных V – пос-тей способом, который задействует их пространственные свойства, был назван геометрической вероятностью. Впрочем, в V – пос-тях геометрические свойства тождественны их временным свойствам. И называть данную вероятность геометрической или временной - вопрос предпочтения. Число составных событий, которые обнаруживает данный способ просмотра V – пос-тей (при помощи зондирований [1, 3, 7]), рассчитывается по ф. 3.1:

$$ {}^n_V S^G_N = \frac{N}{k} \cdot \frac{n\cdot(V-1)^2}{V^{n+1}} \qquad \text{Ф. 3.1} $$

Геометрический способ просмотра V – пос-тей приводит к тому, что обнаруживаемые численности составных событий ${}^n_V S^G_N$, ф.3.1, отличаются от численности составных событий ${}^n_V S_N$, ф.1.1, получаемых способом последовательного просмотра V – пос-тей. Средняя длина составного события с геометрическим (зондовым) способ просмотра V – пос-тей рассчитывается по ф.3.2:

$$ {}_V\bar{L}_G = \frac{V+1}{V-1} \qquad \text{Ф. 3.2} $$

Средняя длина ${}_V\bar{L}_V$ составных событий ${}_V S_N$ получаемых по ф.1.3, способом последовательного просмотра V – пос-ей [1 - 4], ф.3.3:

$$ {}_V\bar{L}_N = \frac{N}{{}_V S_N} = \frac{V}{V-1} \qquad \text{Ф. 3.3} $$

Отношение длин ${}_V\bar{L}_G$ и ${}_V\bar{L}_N$ друг к другу зависит от V, ф.3.4:

$$ \frac{{}_V\bar{L}_G}{{}_V\bar{L}_N} = \frac{V+1}{V-1} : \frac{V}{V-1} = \frac{V+1}{V} \qquad \text{Ф. 3.4} $$

Обобщение Мизесовских частот на V - последовательности.

Мизесовская частота ${}^n_V f(S_N)$ [5] для составных событий V – пос-тей получается из ф.1.1 путём исключения из неё множителя N, ф.4.1:

$$ {}^n_V f(S_N) = \frac{(V-1)^2}{V^{n+1}} \qquad \text{Ф. 4.1} $$

Геометрическая Мизесовская частота ${}^n_V f(S_N^G)$ для V – пос-тей получается из ф.3.1 путём исключения из неё множителя N/k, ф.4.2:

$$ {}^n_V f(S_N^G) = \frac{n \cdot (V-1)^2}{V^{n+1}} \qquad \text{Ф. 4.2} $$

Мизесовская цуговая частота $f({}^n_V C_w)$ рассчитывается по ф.4.3, которая получается путём исключения N из ф.2.8:

$$ f({}^n_V C_w) = \frac{(V^n - V + 1)^2 \cdot (V-1)^{w+1}}{V^{n \cdot (w+2)+1}} \qquad \text{Ф. 4.3} $$

Геометрическая частота попаданий в составные события ${}^n_V f(S_N^G)$ равна сумме частот цуг $f({}^n_V C_w)$, умноженных на число базовых событий n в полуволне (геометрический эффект - пропорциональность длине) и на число полуволн w, ф.4.4:

$$ {}^n_V f(S_N^G) = \sum_{w=1}^{\infty} n \cdot w \cdot f({}^n_V C_w) \qquad \text{Ф. 4.4} $$

Многомерная игра Пенни. В статье [8] была рассмотрена бинарная, V =2, парадоксальная игра Пенни с длинной ставки в два события (перечень возможных ставок: 00; 01; 10; 11). В статье [8] были даны формулы расчёта для чисел обнаружения каждого из поисковых шаблонов (00; 01; 10; 11) при поиске только одного шаблона (у него нет конкурирующего с ним шаблона) по правилам игры Пенни в случайной бинарной пос-ти. Для расчёта числа шаблонов: 00; 11 была дана формула: $Vic(00) = Vic(11) = N/6$. Для шаблонов: 01; 10 была дана формула: $S\text{h}(01) = S\text{h}(10) = N/4$.

Перейдём теперь к игре Пенни с длиной ставки L=2, с числом выпадений равновероятных событий V > 1, т.е. игра Пенни для кубика (V=6). По ф.5.1 производится расчёт числа находимых шаблонов ${}^V_N S(Sh)$ длины L=2, которые ищутся без конкуренции (ищется только один шаблон):

$$ {}^V_N S(Sh) = \frac{N}{(V+1-i) \cdot V} \qquad \text{Ф. 5.1} $$

Где: $i \in \{0; 1\}$ - число инверсий внутри шаблона; V > 1.

Примеры. Убедимся, что ф.5.1 работает для подбрасываний монеты (V=2), вычислим число шаблонов без инверсий i = 0 («00»; «11») и число шаблонов с инверсией i = 1 («01»; «10»), при их независимом друг от друга поиске. Численность каждого из шаблонов с $i = 0$ по ф.5.1: ${}^{V=2}_N S(00) = {}^{V=2}_N S(11) = \frac{N}{(2+1-0) \cdot 2} = \frac{N}{6}$ – как и в [8]. Численность каждого из шаблонов с i = 1 по ф.5.1: ${}^{V=2}_N S(01) = {}^{V=2}_N S(10) = \frac{N}{(2+1-1) \cdot 2} = \frac{N}{4}$ – как и в [8].

Рассчитаем по ф.5.1 численность шаблонов для кубика, V=6 («A»; «B»;«C»;«D»;«E»;«F»), в пос-ти из N его бросков. Монотонные шаблоны i = 0, без инверсий: ${}^{V=6}_N S(AA) = {}^{V=6}_N S(BB) = \cdots = {}^{V=6}_N S(FF) = \frac{N}{(6+1-0) \cdot 6} = \frac{N}{42}$. Инверсные шаблоны i = 1(например: «AB»; «BA»; «BF»): ${}^{V=6}_N S(\mathrm{X}\,\bar{\mathrm{X}}) = \frac{N}{(6+1-1) \cdot 6} = \frac{N}{36}$.

Обозначим $\bar{E}$ среднее число элементарных событий (эл) приходящихся на один поисковый шаблон Sh в пос-ти из ${}^V N$ событий, ф.5.2:

$$ {}_{N}^{V}\overline{E(Sh)} = \frac{{}^{V}N}{{}_{N}^{V}S(Sh)} = (V + 1 - i) \cdot V \qquad \text{Ф. 5.2} $$

На этом закончим рассматривать любые случайные пос-ти с равновероятным числом исходов V и рассмотрим случаи для V=2.

Расчёт численности популярных шаблонов при V=2. Чаще всего хотят знать, сколько в случайной бинарной (V=2) пос-ти N при без конкурентном поиске одного шаблона ***по правилам игры Пенни*** будет найдено: монотонных шаблонов ${}_{N}^{L}S(Mono)$, типа «1111…1» и цуговых шаблонов ${}_{N}^{1}C_{w=L}(Inv)$ с внутренними инверсиями, типа «10101…0».

Примеры расчёта численности монотонных шаблонов по ф.6.1:

$$ {}_{N}^{L}S(Mono) = \frac{N}{E_{L_{Even}}} = \frac{N}{2 \cdot (2^{L} - 1)} \qquad \text{Ф. 6.1} $$

${}_{N=2\cdot10^7}^{L=3}S(111) = \frac{2\cdot10^7}{2\cdot(2^3-1)}$ = 1428571; в эксперименте: ${}_{N=2\cdot10^7}^{L=3}S(111)$ =1427911.

${}_{N=2\cdot10^7}^{L=4}S(0000) = \frac{2\cdot10^7}{2\cdot(2^4-1)}$ = 666666; в эксперименте: ${}_{N=2\cdot10^7}^{L=4}S(0000)$ = 667268.

Отношение численностей шаблонов смежных длин больше 2, ф.6.2:

$$ \frac{{}_{N}^{L}S(Mono1)}{{}_{N}^{L+1}S(Mono2)} = \frac{2^{L+1} - 1}{2^{L} - 1} > 2 \qquad \text{Ф. 6.2} $$

Существует устойчивая *периодическая связь*, ф.6.3, между численностью монотонных шаблонов одинаковых чётных длин L: ${}_{Even}^{L;\,V}S(Mono)$, типа «1111…1» и цуговых шаблонов ${}_{Even}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv)$ с внутренними инверсиями, типа «10101…0»:

$$ \frac{{}_{Even}^{L;\,V}S(Mono)}{{}_{Even}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv)} = \frac{2}{3};\ \text{где}\ L = 2; 4; 6; \dots;\ V = 2 \qquad \text{Ф. 6.3} $$

Например, по ф.5.5, отношение численностей шаблонов: чётного - ${}_{Even}^{L=4;\,V=2}S(1111)$ к инверсному - ${}_{Even}^{1}C_{L=4}^{V=2}(1010)$ равно $2/3$. Из ф.6.3 численность чётных инверсных шаблонов ${}_{Even}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv)$ равна, ф.6.4:

$$ {}_{Even}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv) = \frac{3}{2} \cdot {}_{Even}^{L;\,V}S(Mono) = \frac{3 \cdot N}{4 \cdot (2^{L} - 1)} = N : \bar{E}_{L_{Even}} \qquad \text{Ф. 6.4} $$

Где: L = 2; 4; 6; …; V = 2; $\bar{E}_{L_{Even}}$ - среднее число элементарных событий (эл) приходящихся на один инверсный шаблон чётной длины L_{Even}.

Из ф.6.4 следует, что $\bar{E}_{L_{Even}}$- среднее число эл/шаблон считается по ф.6.5 (таблица 2, смотри ${}_{N}^{V=2}\overline{E_L(Sbl)}$ в чётных L - столбцах):

$$ \bar{E}_{L_{Even}} = \frac{4}{3} \cdot (2^{L} - 1);\ \text{где:}\ L = 2;\ 4;\ 6;\ \dots \qquad \text{Ф. 6.5} $$

$\bar{E}_{L_{Odd}}$- среднее число эл/шаблон для нечётных шаблонов считается по ф.6.6 (таблица 2, смотри ${}_{N}^{V=2}\overline{E_L(Sbl)}$ в **не**чётных L - столбцах):

$$ \bar{E}_{L_{Odd}} = \frac{\bar{E}_{L_{Even}}}{2} = \frac{2}{3} \cdot (2^{L+1} - 1);\quad \text{где:}\ L = 3;\ 5; 7; \dots \qquad \text{Ф. 6.6} $$

Таблица 2. Число эл, приходящихся на один инверсный шаблон Sbl

L	2	3	4	5	6	7	8	9	…
*Sbl**	10	101	1010	10101	101010	1010101	10101010	101010101	…
${}_{N}^{V=2}\overline{E_L(Sbl)}$	4	10	20	42	84	170	340	682	…
T (период)		T1		T2		T3		…	
**Таблица симметрична и для шаблонов, инверсных данным шаблонам; Button124*									

Деля N на $\bar{E}_{L_{Odd}}$, из ф.6.6, получаем число нечётных шаблонов, ф.6.7:

$$ {}_{Odd}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv) = N :\ \bar{E}_{L_{Odd}} = \frac{3 \cdot N}{2 \cdot (2^{L+1} - 1)} \qquad \text{Ф. 6.7} $$

Численность инверсных шаблонов ${}^{1}C_{w=L}^{V=2}(Inv)$ обладает периодической зависимостью от L. В таблице 2, в строке Sbl, показан внешней вид шаблонов, их длина дана в строке L. Среднее число элементарных событий (эл) бинарной пос-ти приходящихся на каждый шаблон дано в строке ${}^{V=2}_{N}\overline{E}\overline{(Sbl)}$.

В строке «*T (период)*» показаны три первых периода, в нутрии которых сохраняется интуитивно ожидаемое правило: увеличение длины L, шаблона Sbl, на единицу увеличивает среднее число эл периода в два раза: $\overline{E_{L=3}}$(«010») = 10; $\overline{E_{L=4}}$(«0101») = 20; (20 : 10 = 2). Это правило работает внутри пар длин: $L_{нечет} \rightarrow L_{чет}$. Внутри пар длин: $L_{чет} \rightarrow L_{нечет}$ это правило нарушено: $\overline{E_{L=4}}$(«0101») = 20; $\overline{E_{L=5}}$(«01010») = 42, и 42 : 20 = 2,1.

Обсуждение

Любое крупное открытие всегда неожиданно, и невообразимо с имеющегося уровня знания, оно не является логически развиваемым из имеющегося уровня знаний. Из истории открытий известно, что любое крупное открытие настолько не вписывается в выстроенную официальными учёными картину мира, оно настолько ломает их логические построения, что вся научная мощь всегда уничтожающе обрушивается на первооткрывателя.

Доказательство - суть математики. Любой математический результат должен быть получен из первых принципов с использованием цепи логических рассуждений. Доказательство - это то, что отделяет математику от других интеллектуальных наук. Сейчас никто не осмелится заявить, что люди познали все тайны мироздания. Поэтому математика не в состоянии своими логическими спекуляциями открыть ни одной новой тайны, ни одного закона природы. Математика всегда вторична. Математики всегда пытается объяснить установленные естественными науками факты. Вся деятельность математиков, по сути, ничем не отличается от творчества художников абстракционистов – в обоих случаях мы видим чистый полёт фантазии, абсолютно оторванный от реальности (но концептуально отражающий мир).

Материал этой статьи, как и материалы предыдущих работ, не является ещё одним звеном, добавленным к логической математической цепи спекулятивным путём. Все объективно существующие новые вероятностные явления, и описывающие их формулы, были получены в экспериментах над случайными последовательностями, в полном соответствии с концепцией Р. Мизеса, говорящей, что наука о вероятностях – это естественная, экспериментальная дисциплина. В экспериментах над случайными пос-ми было накоплено большое количество интересных фактов, для их изучения необходимо открыть финансирование дальнейших их исследований.

Выводы

1) Последовательности образованные равновероятными случайными событиями имеют структуру (мизесовские частоты).

2) Эта структура для любых достаточно длинных пос-ей описывается двумя основными формулами: формулой составных событий, ф.1.1, и формулой цуг, ф.2.8.

3) Дано обобщающее определение случайной последовательности из N событий, образуемой V равновероятными исходами.

4) Дана обобщающая формула 3.1 для расчёта составных событий геометрической вероятности для последовательностей с любым количеством равновероятных исходов.

5) Дана формула ф.4.1 Мизесовских частот ${}^{n}_{V}f(S_N)$ для любых V – пос-ей.

6) Дана формула ф.4.2 геометрической Мизесовской частоты ${}^{n}_{V}f(S_N^G)$.

7) Дана формула ф.4.3 Мизесовская цуговой частоты $f({}^{n}_{V}C_w)$.

Список литературы / References

1. *Филатов О.В., Филатов И.О., Макеева Л.Л. и др.* «Потоковая теория: из сайта в книгу». Москва, «Век информации», 2014. С. 200.
2. *Филатов О.В., Филатов И.О.* Статья «О закономерностях структуры бинарной последовательности». «Журнал научных публикаций аспирантов и докторантов». № 5, 2014.
3. *Филатов О.В.* Статья «Теорема «Об амплитудно-частотной характеристике идеальной бинарной случайной последовательности». «Проблемы современной науки и образования». № 1 (31), 2015. С. 5-11.
4. *Филатов О.В., Филатов И.О.* «Закономерность в выпадении монет – закон потоковой последовательности». Германия, Издательский Дом: LAPLAMBERT Academic Publishing, 2015. С. 268.
5. *Филатов О.В*. Статья «Описание распределения составных событий и их мизесовских частот через число возможных исходов. Механизм сжатия некоторых «не сжимаемых на один» последовательностей». «Проблемы современной науки и образования». № 9 (39), 2015. С. 27-36.
6. *Филатов О.В.* Статья «Доказательство теоремы: «Формула для цуг из составных событий, образующих случайную бинарную последовательность», «Проблемы современной науки и образования», № 20 (102), 2017. С. 6-12.

7. *Филатов О.В.* Статья «Применение геометрической вероятности для изменения вероятности», «Проблемы современной науки и образования». № 22 (64), 2016. С. 5-14.
8. *Филатов О.В*. Статья «Количественный расчёт результатов парадоксальной игры Пенни (управляемая вероятность выпадений серий монеты) на ставках минимальной длины». «Проблемы современной науки и образования». № 17 (99), 2017. С. 6-19.