

Описание схем управления вероятностью выпадения независимых составных событий

Филатов О.В.

Филатов Олег Владимирович / Filatov Oleg Vladimirovich - инженер-программист,
НТЦ «Модуль», г. Москва

Аннотация: последовательность из результатов выпадений монеты приводят в качестве эталона взаимно независимых случайных событий. Но оказывается, что короткие серии однотипных выпадений из случайной бинарной последовательности обладают взаимной зависимостью. То есть, можно управлять вероятностью обнаружения выпадающих составных событий и цуг образованных из результатов подбрасываний монеты путём смены правил их поиска.

Abstract: the sequence of the results of fallout coins given as standard mutually independent random events. But it turns out that a short series of similar fallout from a random binary sequence have a mutual dependence. That is, you can control the probability of detecting dropping out composite events and a train formed from the results of coin tosses by changing the rules of their search.

Ключевые слова: элементарное событие, эл, составное событие, цуга, зонд, поисковые правила, игра Пенни, потоковая последовательность, случайная бинарная последовательность, полярное составное событие.

Keywords: elementary event, el, a composite event, train, tube, search rules, the game Penny, threading sequence random binary sequence, polar compound event.

Сокращения:

ф.: ф-ла – формула;

Эл – элементарное бинарное случайное событие (0; 1);

ПП – потоковая последовательность, случайная бинарная последовательность, с числом эл, зависящих от времени: $N(t)$.

Введение.

Для того, что бы показать эффекты в последовательности выпадений случайных бинарных событий (монеты), которые возможно трактовать как разнoverоятностные, введём необходимую терминологию и понятия. Опишем условия наблюдения этих эффектов.

Одинарная случайная генерация бинарного события (нуля или единицы) является элементарным действием. Это элементарное событие (действие) в статье сокращённо называется элом. Цепочки эл с одинаковым значением случайного события («000», «11111») будем называть составными событиями, и обозначать nS , подробно в [1,2,3,4].

В физике цепочки волн называют цугами или цуговым пакетом. По аналогии, цепочки из составных событий nS являются вероятностными цугами [1,2,7,8]. Составное событие nS , длины n , заключённое между двумя составными событиями других длин ($k \neq n$; $m \neq n$), есть одинарная цуга: ${}^nC_{w=1}$. Формула расчёта численности цуг - вероятностных волн ${}^nC_{wN}$, в случайной бинарной n -ти из N эл (выпадений монеты) дана в [7], ф.23. Обозначим ф.23 в этой статье как ф.1.1:

$${}^nC_{wN} = \frac{(2^n - 1)^2}{2^{n(w+2)+1}} N(t) \quad \text{Ф. 1.1}$$

Где: w – число составных событий nS (полуволн); n – длина полуволны (число эл в nS); $N(t)$ – число эл на момент времени t в бинарной (потоковой [1,2,3,4]) n -ти.

Зависимость N - числа эл (бросков монеты) от времени t является самоочевидной (нет времени – нет действия). Поэтому, можно сказать, что в [5] показано использование структурных свойств случайной бинарной (потоковой) последовательности для регулирования длительности времени (скорости наступления момента победы) в игре Пени [6]. То есть, было показано регулирование длительности игры T за счёт подбора пар конкурирующих поисковых шаблонов (*Template*), при постоянной скорости образования элов: $N=f(t)$; $T=f(TemplateA, TemplateB)$. Это означает, что можно по воле играющих менять количество бросков монеты, сокращая или увеличивая число $N=f(t)$ - бросков (времени длительности игры T), до наступления, казалось бы, независимых событий.

Любые комбинации одинаковой длительности должны встречаться в случайной бинарной п-ти с одинаковой частотой (с точностью до случайной флуктуации). Интересной особенностью цуг ${}^n C_w$ является то, что цуги одинаковой длины, но с разными длинами n базовых составных событий ${}^n S$, по ф.1.1, имеют разные численности. И, следовательно, разные частоты встреч f_1 и f_2 в п-ти, при одинаковых длинах («габаритных размерах») [8]. Формула частот цуг: ф.1.2, получается из ф.1.1 путём исключения N (деление на N обеих частей ф.1.1):

$$f({}^n C_w) = \frac{(2^n - 1)^2}{2^{n(w+2)+1}} \quad \text{Ф. 1.2}$$

Поясним сказанное на примере цуг: ${}^1 C_2$ («01»; «10») и ${}^2 C_1$ («11»; «00»), смотри таблицу 1.

Цуга ${}^1 C_2$ имеет длину два эла. Состоит из «0» и «1», и выглядит либо «01» либо «10» [1,2,3,8]. Она образована двумя полуволами ($w=2$) единичных составных событий: $n=1$. Частота встречи ${}^1 C_2$, по ф.1.2: $f({}^1 C_2) = 3,125 \cdot 10^{-2}$, таблица 1.

Цуга ${}^2 C_1$: $n=2$, $w=1$. Длина цуги ${}^2 C_1$ два эла, как и у ${}^1 C_2$, но частота встреч ${}^2 C_1$ в ПП, по ф.1.2: $f({}^2 C_1) = 7,0313 \cdot 10^{-2}$, таблица 1.

Отношение ${}^x C_1 / {}^1 C_x$ рассчитывается по ф.1.3 [2]:

$$\frac{{}^x C_1}{{}^1 C_x} = \frac{f({}^x C_1)}{f({}^1 C_x)} = \left(\frac{2^x - 1}{2^{x-1}} \right)^2 \quad \text{Ф.1.3}$$

Для $f({}^{x=2} C_1) / f({}^1 C_{x=2}) = \frac{9}{4}$. Отсюда:
 ${}^{x=2} C_1 = \frac{9}{4} \cdot {}^1 C_{x=2}$. Это значит,

что число цуг ${}^2 C_1$ в 2,25 раза больше числа цуг ${}^1 C_2$. Чем вызвана такая диспропорция фрагментов с одинаковыми длинами? Тем, что цуги – это логические события, логически отделяемые от других похожих событий имеющих с рассматриваемыми цугами одинаковую базовую длину ${}^n S$. Говоря о цугах ${}^n C_w$, неявным образом ведут речь о комбинации двух внешних областей окружающей некоторую внутреннюю область – цугу ${}^n C_w$. Результаты этих комбинаций получили название «цуга».

Число цуг ${}^n C_w$ и их частота $f({}^n C_w)$ определяется числом (частотой) благоприятных внешних условий. Случайная бинарная последовательность содержит больше таких логических сущностей - цуг, для которых чаще создаются внешние условия их возникновения.

Таблица 1. Цуговые частоты

n	w=1	w=2	w=3
1	0,0625	0,03125	0,015625
2	0,070313	0,017578	0,004395
3	0,047852	0,005981	0,000748
4	0,027466	0,001717	0,000107
5	0,014664	0,000458	1,43E-05
6	0,007570	0,000118	1,85E-06
7	0,003845	3,00E-05	2,35E-07
8	0,001938	7,57E-06	2,96E-08
9	0,000973	1,90E-06	3,71E-09

Основная часть

Зависимость числа испытаний от правил учёта.

На форумах в интернете дискутируется, сколько в среднем раз надо бросать монету, чтобы выпало n орлов (единиц) подряд. Ответ, что требуется уточнить, что считать выпадением n орлов подряд, и по каким правилам R_i выявлять выпадение составных событий ${}^n S$ (n – число орлов / решек) вызывает удивление. Нет понимания, что если дать право бросающему монету определять (менять) поисковые правила R_i , то он может управлять вероятностью (игра Пенни [6]) выпадений составных событий $p({}^n S)$, если под вероятностью $p({}^n S)$ понимать усреднённое отношение числа бросков монеты ${}^n \bar{E}l_i$ приходящиеся на одно событие ${}^n S$: $p({}^n S) = 1 / {}^n \bar{E}l_i$.

В таблице 2 представлены средние числа $\bar{E}l_i$ подбрасываний монеты до выпадения подряд n однотипных событий (эл) для разных поисковых правил R_i , в п-ти $F_{0,5}(N)$ для момента $N(t) = 2 \cdot 10^7$. Как видно из таблицы 2: ${}^n \bar{E}l_i = f(R_i)$. У каждого правила R_k есть свой столбец $\bar{E}l$. В столбцах $\bar{E}l_E$ показаны средние числа подбрасываний монеты до выпадения n орлов (единиц) подряд полученные в экспериментах. Значения столбцов $\bar{E}l_T$ рассчитаны по формулам. Вероятность нахождения события ${}^n S(R_i)$ по правилам R_i , ф.2.1:

$$p({}^n S, R_i) = 1 / {}^n \bar{E}l_{R_i} \quad \text{Ф.2.1}$$

Таблица 2. Среднее число бросков монеты до выпадения n единиц подряд

S1	n	R2; $\bar{E}l = 2^{n+1} - 2$				R0; $\bar{E}l = 2^{n+2}$		R1; $\bar{E}l = n \cdot 2^n$		R3;	
		nS1_E	nS1_T	$\bar{E}l_E$	$\bar{E}l_T$	nS1_T	$\bar{E}l_T$	$\bar{E}l_T$	nS1_E	$\bar{E}l_X$	$\bar{E}l_E$
1	1	3331	3333	6,00	6	1250	1	8	2496	3,6	2,3
1	1	006	333			000	6		531	7	3
1	11	1426	1428	14,0	1	6250	3	24	8319	6,5	4,5
1	11	539	571	2	4	00	2		29	1	0
1	111	6651	6666	30,0	3	3125	6	64	3114	11,	8,2
1	111	83	66	1	0	00	4		80	43	0
1	1..1	3218	3225	62,1	6	1562	1	16	1244	20,	14,
1	1..1	02	80	5	2	50	28	0	37	03	65
1	1..1	1584	1587	126,	1	7812	2	38	5185	35,	26,
1	1..1	77	30	20	26	5	56	4	2	30	12
1	1..1	7843	7874	255,	2	3906	5	89	2230	62,	46,
1	1..1	0	0	00	54	2,5	12	6	6	91	52
1	1..1	3908	3921	511,	5	1953	1	20	9776	11	84,
1	1..1	2	5	74	10	1,2	024	48		3,31	38
1	1..1	1959	1956	102	1	9765	2	46	4371	20	15
1	1..1	1	9	0,88	022	,6	048	08		4,31	2,69
1	1..1	9757	9775	204	2	4882	4	10	1918	37	27
0	1..1			9,81	046	,8	096	240		1,39	8,22

$N(t) = 2 \cdot 10^7$ эл

Правила поиска R0. Описание правила дано в работах [1,2,3,5]. Коротко напомним, что по R0 находятся оформленные (истинные) длины и численности составных событий в ПП, путём выявления составных событий по смене (инверсии) значений элов.

Примеры. «01110» - полярное (из «1») составное событие 3S1_1 оформленной (истинной) длины.

«10111101000011001001111011001110» - первое выпадения 3S1_1 (подчёркнуто) в цепочке из 32 эл, включая последний «0». Для данной цепочки ${}^3\bar{E}l_E = 32$.

Потоковая последовательность F0,5(N) содержит nSX полярных составных событий [1,2,3,4]:
 ${}^nSX = \frac{N}{2^{n+2}}$.

Разделив число элементарных событий N п-ти F0,5(N) на число полярных составных событий длины n получим среднее число эл $\bar{E}l$ приходящихся на одно полярное составное событие nSX , ф.2.2:

$${}^n\bar{E}l_{R0} = N: {}^nSX = N: \frac{N}{2^{n+2}} = 2^{n+2} \quad \Phi.2.2$$

Правила поиска R1. П-ть из N бросков делится на фрагменты длиной n. Всего получится N/n отрезков и 2^n комбинаций. Любая комбинация на длине из n эл равновероятна: $p = \frac{1}{2^n}$. Мат. ожидание для событий nSX , ф.16 в [7]:

${}^nSX(R1) = p \cdot \frac{N}{n} = \frac{1}{2^n} \cdot \frac{N}{n}$. Среднее число эл $\bar{E}l$ в п-ти F0,5(N) приходящихся на один отрезок из n единиц, ф.2.3:

$${}^n\bar{E}l_{R1} = \frac{N}{{}^nSX(R1)} = N: \left(\frac{1}{2^n} \cdot \frac{N}{n} \right) = n \cdot 2^n \quad \Phi.2.3$$

Правила поиска R2. R2 - последовательный поиск событий с не оформленной длиной. Способ R2 рассмотрен в работе [5], ф.12, ф.13, его поисковые шаблоны являются подмножеством поисковых шаблонов для «Парадокса Пенни» [5,6]. В способе поиска R2 все составные события nS длиннее n будут засчитаны как события длины n. Если длина полярной цепочки L такая что: $k \cdot n \leq L < k \cdot n - 1$, то nS в L будет найдена k раз [5] ($k=0,1,2,\dots$), L – длина монотонной цепочки.

Пример. «11111111» - число единиц в цепочке девять, L=9. По правилам R2, событие ${}^{n=3}S1$ будет найдено в цепочке L три раза.

Результаты поиска по R2 в F0,5($2 \cdot 10^7$) даны в столбце R2, колонке nS1_E , таблицы 2; в колонке nS1_T даны значения рассчитанные по ф.2.4:

$$SX = \frac{1}{2} \cdot \frac{N}{2^n - 1}; \quad n = 1, 2, 3, \dots \quad \Phi.2.4$$

Где: SX – число полярных составных событий [1,2,3,4] длины n (например, n=3: «000», «111»), которые будут найдены по правилам R₂ (игра Пенни); N – число элементарных событий n-ти (бросков монеты); n – длина поискового шаблона (n=3 в игре Пенни [5]).

Из ф.2.4 следует среднее число эл на одно событие ⁿSX, ф.2.5:

$${}^n\bar{E}l_{R2} = \frac{N}{{}^nSX(R2)} = N: \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{N}{2^n - 1} \right) = 2^{n+1} - 2 \quad \Phi.2.5$$

Правила поиска R3. Рассмотрим правила поиска полярных ⁿSX и не полярных ⁿS составных событий [2, 7] с помощью зонда. С помощью R3 достигается изменение структуры длин наблюдаемых составных событий относительно структуры обнаруживаемой по правилам R0.

В таблице 2, столбец R3, колонка $\bar{E}lX_E$ содержит среднее количество эл, приходящиеся на одно полярное составное событие ⁿSX полярности X. Колонка $\bar{E}l_E$ содержит среднее количество эл, приходящиеся на одно составное событие ⁿS, полученное экспериментально.

По правилам поиска R3 ищутся n выпадений подряд нулей или единиц (например: «000», «1111»). Перед каждым погружением зонда толщиной в один эл, пропускается достаточно большое число k элементарных событий потоковой n-ти (для n ≈ 10 достаточно k=25 эл).

После внедрения зонда проверяется значение эла, в который попал зонд. Если ищутся полярные составные события ⁿSX, то при наличии у зондового эла другой полярности зонд «поднимается», и начинается новый пропуск эл. Так происходит, пока зонд не попадет в эл искомой полярности. После этого ищутся все элы искомой полярности слева от зондового события, путём последовательного их просмотра. Просмотренные элы учитываются в общей статистике.

Просмотр эл влево производится либо до обнаружения n единиц, либо до обнаружения эла другой полярности, который учитывается в общей статистике для столбца R3 таблицы 2.

Если не обнаружено нужное число эл слева от зонда, то начинается просмотр эл справа от зондового эла. Если справа от зонда обнаружится эл содержащий другую полярность раньше, чем найдено число n искомой полярности, то этот эл со всеми обнаруженными элами также учитывается в общей статистике для таблицы 2. Зонд переводится в k+1 позицию внедрения.

Если же число искомых единиц достигнет n, то дальнейший для этого зондового погружения поиск прекращается, все обнаруженные «1» учитываются в статистике.

После этого от зондового эла снова отсчитывается k-ый эл

Среднее число подбрасываний монеты до выпадения n единиц подряд, найденных по только что описанным правилам R3 для потоковой n-ти из N = 2·10⁷ эл, показаны в таблице 2, в столбце R3, в колонке $\bar{E}lX_E$.

В таблице 2, в столбце R3 приведена колонка $\bar{E}l_E$. Её данные рассчитаны по результатам поиска составных событий ⁿS (или, что тоже самое, одновременного поиска обоих типов, «0» и «1»), полярных событий ⁿSX). В $\bar{E}l_E$ отображены средние числа подбрасываний монеты до выпадения составного события ⁿS.

Обнаружена интересная корреляция значений столбцов $\bar{E}lX_E$ и $\bar{E}l_E$, для правила поиска R3, которая выражается формулой ф.2.6:

$$\frac{\sqrt{({}^n\bar{E}l(0))^2 + ({}^n\bar{E}l(1))^2}}{2} = \frac{{}^n\bar{E}l(X)}{\sqrt{2}} = {}^n\bar{E}l \quad \Phi.2.6$$

Ф.2.6 показывает, что «расстояния» между выпадениями полярных составных событий (образованные либо из «1» либо из «0») связаны с «расстояниями» между выпадениями **не** полярных составных событий (образованных и из «1» и из «0») через коэффициент $k = \frac{1}{\sqrt{2}}$, который обычно является индикатором того, что результирующая величина является результатом векторных операций. То есть, для R3, расстояния $\bar{E}l(0)_E$, между нулевыми («000...») полярными составными событиями ⁿS0, и $\bar{E}l(1)_E$ между единичными («11...») полярными составными событиями ⁿS1, можно сравнить с перпендикулярными векторами. А расстояния $\bar{E}l_E$, между лишёнными полярности составными событиями ⁿS, можно сопоставить с суммой полярных векторов: $\vec{{}^n\bar{E}l} = \vec{{}^n\bar{E}l(0)} + \vec{{}^n\bar{E}l(1)}$.

Зондовые исследования (продолжение, начало в [2,7,8])

Полное внедрение зонда в составное событие. Средние длины цепочек однотипных событий обнаруженных с помощью зондового внедрения ([2,8], ф.10) длиннее, а средние длины цепочек, обнаруженные последовательным перебором ([2,3], ф.4) короче.

В таблице 3.1 показана связь средней длины обнаруживаемого зондом составного события "S, с длиной полностью внедрённого в "S зонда. Если использовать зонд: $z \geq 1$, и определять длину составного события (цепочки однотипных событий) в которую зонд полностью внедрился, то средняя длина такой цепочки \overline{Long} будет на два эла длиннее ширины зонда z , ф.3.1. Под зонд «полностью внедрился» понимается то, что длина L цепочки (составного события) больше или равна ширине зонда z : $L \geq z \geq 1$.

Таблица 3.1. Связь средней длины составного события и величины z

$z \geq 1$	1	2	3	4	5	
Sum_S	$8 \cdot 10^5$	$4 \cdot 10^5$	$2 \cdot 10^5$	$1 \cdot 10^5$	$5 \cdot 10^4$	$kS_z = \sum_{n=z}^{\infty} nS_z = \frac{N}{k} \cdot \frac{n-z+1}{2^{n+1}}$
Sum_n_S	$2,4 \cdot 10^6$	$1,6 \cdot 10^6$	$1 \cdot 10^6$	$6 \cdot 10^5$	$3,5 \cdot 10^5$	$Sum_n_S = \sum_{n=z}^{\infty} nS_z \cdot n$
\overline{Long}	3	4	5	6	7	$\overline{Long} = Sum_n_S / kS_z$
N = $2 \cdot 10^7$; k = 25; Первичные материалы: ф.12 из [7]						

В таблице 3.1 в верхней строке « $z \geq 1$ » дана ширина зонда z .

В строке «Sum_S» размещены величины мат. ожиданий kS_z цепочек (составных событий) в которые полностью внедрится зонд толщины z , который внедряется в бинарную последовательность из N эл с шагом k . В конце строки дана формула для расчёта мат. ожиданий kS_z , ф.12 из [7].

В строке «Sum_n_S» посчитаны элы, из которых образованы составные события «Sum_S».

В строке « \overline{Long} » рассчитаны средние длины составных событий, в которые полностью внедрён зонд z .

$$\overline{Long} = z + 2 \quad \text{Ф. 3.1}$$

Прогнозирование длины составного события с помощью внедрения единичного зонда. Зонд единичной длины внедряется в каждый k -ый эл ПП. После внедрения зонда определяется число эл слева от зонда, которые равны по значению зондовому элу. Средняя длина составного события \overline{Long} зависит от $Left$, числа, обнаруженных эл слева от зондового события, и рассчитывается по ф.3.2:

$$\overline{Long} = Left + z + 1 \quad \text{Ф. 3.2}$$

Где: z – число эл в зонде.

Для демонстрации ф.3.2 в таблице 3.2 показаны численности не полярных составных событий найденных в компьютерном эксперименте по правилам поиска R3.

Таблица 3.2. Поиск "S по правилам R3 зондом $z = 1$

L=Left +Z = 1	L=Left +Z = 2	L=Left +Z = 3	L=Left +Z = 4		
L1...→ R	L2...→ R	L3...→ R	L4...→ R		
SumS1= 399839 ElsInSS = 799934	SumS2= 199646 ElsInSS = 599488	SumS3= 100203 ElsInSS = 400560	SumS4= 50031 ElsInSS = 249893		
$\overline{Long} = 2,001$	$\overline{Long} = 3,003$	$\overline{Long} = 3,997$	$\overline{Long} = 4,994$		
[L+R=1] = 199810 [L+R=2] = 100234 [L+R=3] = 49831 [L+R=4] = 25045 [L+R=5] = 12317	[L+R=2] = 99618 [L+R=3] = 49937 [L+R=4] = 25052 [L+R=5] = 12502 [L+R=6] = 6312 [L+R=7] = 3097 [L+R=8] = 1541	[L+R=3] = 50251 [L+R=4] = 24922 [L+R=5] = 12449 [L+R=6] = 6319 [L+R=7] = 3159 [L+R=8] = 1563 [L+R=9] = 775	[L+R=4] = 25160 [L+R=5] = 12435 [L+R=6] = 6244 [L+R=7] = 3065 [L+R=8] = 1561 [L+R=9] = 768		

[L+R=6] = 6224 [L+R=7] = 3158 [L+R=8] = 1598 ...	[L+R=9] = 796 ...	[L+R=10] = 391 ...	[L+R=10] = 419 [L+R=11] = 163 ...		
N = 2 · 10 ⁷ ; k = 25					

Есть два случая обнаружения nS : искомое событие целиком расположено слева от зонда; часть nS находится справа от зонда, (графики для них помещены в №7 журнала [7] на рис.5).

Мат. ожидание не полярных событий $L+R+zS$ рассчитывается по ф.3.3:

$$L+R+zS = \frac{1}{2} \cdot \frac{N}{k} \cdot \frac{1}{2^z} \cdot \frac{1}{2^L} \cdot \frac{1}{2^R}; \quad z = 1; L \geq 0; R \geq 0 \quad \text{Ф. 3.3}$$

Где: $L + R$ – число не зондовых эл события $L+R+zS$, в которое попал зонд; L – число эл слева от зонда; R – число эл справа от зонда; $z=1$ – размер зонда в элах; коэффициент $\frac{1}{2}$ имеет тот же самый смысл, что и в [4] – он нужен, что бы сумма членов степенного ряда $\frac{1}{2^n}$ была равна удвоенному значению первого члена.

Средняя длина составных событий определяемых по правилам поиска R3 равна числу выпавших одинаковых эл, включая эл зонда, плюс один эл: $\overline{Long} = \frac{\sum_{n=L}^{\infty} (n \cdot nS)}{\sum_{n=L}^{\infty} nS} = L + 1$, смотри таблицу 3.2.

Обсуждение.

Логическая обоснованность и открытость в сборе первичной информации для статистического анализа является фундаментом убедительности, и правильности полученных по результатам анализа выводов и рекомендаций. В Таблице 2, «Среднее число бросков монеты до выпадения n единиц подряд» показаны совершенно разные средние числа бросков, но все они получены по результатам логически обоснованных схем сбора информации. Получено четыре, совершенно различных результата по числам средних бросков монеты между двумя выпадения составных событий nS . Которые не сольются в пределе в один, с ростом числа испытаний. Автор интуитивно ожидал, что в такой хорошо изученной и однозначной сущности, как случайная бинарная (потокковая) n -ть не может быть различных результатов при нахождении одной и той же величины (причём, результаты не из области разброса значений, а хорошо определяемые частоты).

Обязательно найдутся группы учёных, которые будут защищать разные позиции относительно правил сбора первичных выборок R0 – R3: все перечисленные правила R равноправны, только несколько правил из R (не) верны, только одно правило набора первичных данных R₁ верно, не одно из правил R не верно.

Выше было продемонстрировано, как можно менять («заказывать») количество, в среднем, подбрасываний монетки до выпадения нужного составного события, меняя правила поиска R_i. Но есть ещё один способ воздействия на результат выпадения монет (случайную бинарную n -ть). В «Журнале научных публикаций аспирантов и докторантов», №7, 2014г., и №1, 2015г. Филатов О.В. и Филатов И.О. показали, что в потоковой последовательности выпадений монеты существует возможность предсказания повторных выпадений составных событий. Был описан способ (правила) получения в случайной бинарной последовательности двух устойчивых потоков выпадений повторных составных событий в пропорциях: 82% -18% и в пропорциях: 63% - 34%.

То есть, анализируя выпавшие составные события можно не просто предсказывать (не) выпадение аналогичных составных событий, а произвольно (не) получать их из потока будущих выпадений монеты.

По мнению автора, на ближайшую перспективу для теории вероятности и статистики, как для наук, одной из основных задач будет разработка методологии, которая выработает правила использования схем меняющих вероятность появлений событий составленных из первично не зависимых ни от чего событий.

Выводы.

В этой статье показаны схемы меняющие вероятность наступлений составных событий (а также ранее, [2,7] «Деформация составных событий при фрагментации ПП»), в случайной бинарной n -ти. Существование таких схем означает возможность получать такие формально обоснованные статистические выводы, которые необходимы заказчику ([2,8] «Пример из социологического исследования») данного статистического исследования, прогнозирования (медицинского, экологического, научного [2,8] «Протяжённая нить из случайно ориентированных магнетиков»). То есть, наличие схем меняющих вероятность наступлений (манипулирующих), казалось бы, взаимно независимых составных событий собранных из взаимно независимых элементарных событий ставит вопрос перед статистикой, как наукой, о разработке правил применения схем меняющих вероятность обнаружения информационных событий в своих статистических работах.

Литература

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.* «Закономерность в выпадении монет – закон потоковой последовательности». Германия, Издательский Дом: LAPLAMBERT Academic Publishing, 2015, с. 268.
3. *Филатов О. В., Филатов И.О.* О закономерностях структуры бинарной последовательности // Журнал научных публикаций аспирантов и докторантов, №5, 2014.
4. *Филатов О. В.* Теорема «О амплитудно-частотной характеристике идеальной бинарной случайной последовательности» // Проблемы современной науки и образования, № 1 (31), 2015 г.
5. *Филатов О. В.* Расчёт численностей поисковых шаблонов в парадоксе Пенни // Проблемы современной науки и образования, № 11 (41), 2015 г.
6. [Электронный ресурс]: «Википедия».URL: <https://ru.wikipedia.org>, запрос: «Игра Пенни», 27.09.2015 г.
7. *Филатов О. В., Филатов И.О.* О закономерностях структуры бинарной последовательности (продолжение) // Журнал научных публикаций аспирантов и докторантов, №6, 2014.
8. *Филатов О. В., Филатов И.О.* О закономерностях структуры бинарной последовательности (продолжение 2) // Журнал научных публикаций аспирантов и докторантов, №7, 2014.