



ҚАЗАҚСТАН РЕСПУБЛИКАСЫ
ТҰҢҒЫШ ПРЕЗИДЕНТІ - ЕЛБАСЫНЫҢ ҚОРЫ

«ҒЫЛЫМ ЖӘНЕ БІЛІМ – 2017»

студенттер мен жас ғалымдардың
XII Халықаралық ғылыми конференциясының
БАЯНДАМАЛАР ЖИНАҒЫ

СБОРНИК МАТЕРИАЛОВ

XII Международной научной конференции
студентов и молодых ученых
«НАУКА И ОБРАЗОВАНИЕ – 2017»

PROCEEDINGS

of the XII International Scientific Conference
for students and young scholars
«SCIENCE AND EDUCATION - 2017»



14th April 2017, Astana



**ҚАЗАҚСТАН РЕСПУБЛИКАСЫ БІЛІМ ЖӘНЕ ҒЫЛЫМ МИНИСТРЛІГІ
Л.Н. ГУМИЛЕВ АТЫНДАҒЫ ЕУРАЗИЯ ҰЛТТЫҚ УНИВЕРСИТЕТІ**

**«Ғылым және білім - 2017»
студенттер мен жас ғалымдардың
XII Халықаралық ғылыми конференциясының
БАЯНДАМАЛАР ЖИНАҒЫ**

**СБОРНИК МАТЕРИАЛОВ
XII Международной научной конференции
студентов и молодых ученых
«Наука и образование - 2017»**

**PROCEEDINGS
of the XII International Scientific Conference
for students and young scholars
«Science and education - 2017»**

2017 жыл 14 сәуір

Астана

УДК 378

ББК 74.58

Ғ 96

Ғ 96

«Ғылым және білім – 2017» студенттер мен жас ғалымдардың XII Халықаралық ғылыми конференциясы = The XII International Scientific Conference for students and young scholars «Science and education - 2017» = XII Международная научная конференция студентов и молодых ученых «Наука и образование - 2017». – Астана: <http://www.eni.kz/ru/nauka/nauka-i-obrazovanie/>, 2017. – 7466 стр. (қазақша, орысша, ағылшынша).

ISBN 978-9965-31-827-6

Жинаққа студенттердің, магистранттардың, докторанттардың және жас ғалымдардың жаратылыстану-техникалық және гуманитарлық ғылымдардың өзекті мәселелері бойынша баяндамалары енгізілген.

The proceedings are the papers of students, undergraduates, doctoral students and young researchers on topical issues of natural and technical sciences and humanities.

В сборник вошли доклады студентов, магистрантов, докторантов и молодых ученых по актуальным вопросам естественно-технических и гуманитарных наук.

УДК 378

ББК 74.58

ISBN 978-9965-31-827-6

©Л.Н. Гумилев атындағы Еуразия
ұлттық университеті, 2017

ПРИМЕНЕНИЕ АЛГОРИТМА ПОСТРОЕНИЯ НЕСМЕЩЕННОЙ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ В ИССЛЕДОВАНИИ ОТКЛОНЕНИЙ ОТ СОЦИАЛЬНЫХ НОРМ

Еставлетова Шолпан Адильхановна

sholpano4k@mail.ru

Магистрант Механико-математического факультета ЕНУ им. Л.Н. Гумилева, Астана, Казахстан
Научный руководитель – Исакова А.С.

Проблема делинквентного поведения несовершеннолетних **в настоящее время стоит очень остро. Например,** по данным Комитета по правовой статистике и специальным учетам Генеральной прокуратуры Республики Казахстан, ежегодно выявляются около восьми тысяч несовершеннолетних, совершивших преступления, из них почти половина привлекается к уголовной ответственности.

Одним из индикаторов, характеризующих социальное здоровье общества, является наименьшее отклонение от социальных норм. Очевидно, что на динамику преступности среди подростков влияют следующие факторы: экономические (рост цен, низкий уровень доходов основной массы населения, демографическая структура населения), социальные (резкое ухудшение психологического климата в семьях безработных, отчуждение родителей от обязанности по воспитанию детей, вынужденный поиск несовершеннолетними собственных источников дохода девальвация семейных ценностей, института брака как основы нормальной жизни людей в обществе) и юридические факторы (изменения уголовного законодательства, расширяющие либо сужающие сферу преступного и наказуемого, меняющие классификацию и квалификацию преступлений, а также раскрываемость преступлений).

Вероятностное изучение всех количественных показателей преступлений опирается на вероятность влияний соответствующих факторов. Из курса теории вероятности очевидно, что данные факторы можно рассмотреть как полиномиально распределенные [1].

Однако, если рассматривать ситуации, при которых на исследуемые события были наложены неизвестные явления, иными словами неявные предпосылки, то остается много нерешенных проблем.

Вероятностное распределение суммы факторов влияющих на делинквентное поведение несовершеннолетних. Любое преступление, совершенное несовершеннолетними, является последствием влияния группы факторов. Допустим, что на преступление u влияет d факторов с некоторой степенью действия. Определим каждый фактор одним из возможных чисел $l_1, l_2, \dots, l_d$ с соответствующими значениями вероятностями $p_1, \dots, p_d$.

Пусть нас интересует количество преступлений на определенный период. Допустим, на количество преступлений x могут влиять d факторов с возможными повторениями. Причем фактор l_1 повлиял на преступление x r_1 раз, фактор l_2 повлиял на преступление x r_2 раз и так далее фактор l_d повлиял на преступление x r_d раз. Причем, для каждого $i=1, \dots, d$ r_i принимает значение либо 0 либо 1. Очевидно, что

$$\sum_{i=1}^d r_i = x \quad (1)$$

Последняя формула является формулой разбиения числа n на части $l_1, l_2, \dots, l_d$.

Теорема 1. Вероятность того, что сумма чисел на k повлияющих факторах с повторениями на преступление равна n , определяется по формуле

$$P(x) = \sum_{\sum_{i=1}^d r_i = n} n! \prod_{i=1}^d \frac{p_i^{r_i}}{r_i!} \quad (2)$$

Доказательство. Разумеется, что, если имеет место разбиения x на $l_1, \dots, l_d$, то (1) имеет один или более решений. Вероятность каждого разбиения x на $l_1, \dots, l_d$, определяется полиномиальным распределением. Таким образом, пришли к доказательству теоремы. Теорема доказана.

Множество несмещенных оценок для распределения вероятностей изучаемой модели.

Очевидно, что на практике не известны элементы вектора $p=(p_1, \dots, p_d)$. Следовательно формула (2) не находит фактического применения. В связи с этим возникает необходимость определения оценки вероятности (2).

Пусть $X=(X_1, \dots, X_k)$ представляет выборку объема k из распределения (2) и $x=(x_1, \dots, x_k)$ представляет реализацию выборки X . Для каждого $i=1, \dots, k$ определим V_i число разбиений x_i на $l_1, \dots, l_d$. Векторы $r_{1i}=(r_{11_i}, \dots, r_{d1_i})$, $\dots$ $r_{Vi}=(r_{1V_i}, \dots, r_{dV_i})$, определяющие эти разбиения, при $v_i=1, \dots, V_i$, являются решениями следующей системы уравнений

$$\sum_{\alpha=1}^d r_{\alpha v_i} = x_i \quad (3)$$

Пусть для каждого $j=1, \dots, \mu$ существует вектор $z_j=(z_{1j}, \dots, z_{nj})$, определяемый как

$$z_j = \sum_{i=1}^k r_{v_i}, \quad (4)$$

причем индексы в правой и левой части связаны между собой взаимно однозначным соответствием, которое не единственно. Например,

$$j = v_1 + (v_2 - 1)V_1 + (v_3 - 1)V_1V_2 + \dots + (v_k - 1)\prod_{i=1}^{k-1} V_i. \quad (5)$$

Следующая лемма позволяет определить, какие именно векторы $r_{v_1}, r_{v_2}, \dots, r_{v_k}$ при $v_1=1, \dots, V_1, \dots, v_k=1, \dots, V_k$ в сумме образовали вектор $z_j=(z_{1j}, \dots, z_{dj})$. Пусть для любого действительного s значение $\langle s \rangle$ определяет целую часть числа s .

Лемма 1. а) Если какой – то элемент реализации выборки $x=(x_1, \dots, x_k)$ из распределения (2) имеет более одного разбиения на представленные части, то решения $z_1, \dots, z_{\mu}$, основанные на наблюдении и определённые в (4), не являются реализациями достаточных статистик.

б) Если все элементы реализации выборки $x=(x_1, \dots, x_k)$ из распределения (2) имеют не более одного разбиения на представленные части, то решение z_1 , основанное на наблюдении и определённое (4), является единственным и представляет реализацию полной достаточной статистики.

Таким образом, из приведенной леммы следует, что если какой–то элемент реализации выборки $x=(x_1, \dots, x_k)$ из распределения (2) имеет более одного разбиения на представленные части, то невозможно, используя теорему Рао – Блэкуэлла– Колмогорова, построить несмещенную оценку с наименьшей дисперсией для вероятности распределения (2).

Следующая теорема, приводимая в работах [1-3], позволяет определить множество несмещенных оценок для вероятности исследуемого распределения.

Теорема 2. Элементы множества $W(n, z)=\{W(n, z_1), \dots, W(n, z_{\mu})\}$ являются несмещенными оценками для вероятности $P(X=x)$ распределения (2), которые при $j=1, \dots, \mu$ определяются как

$$W(x, z_j) = \frac{\sum_{v_u=1}^{V_u} \prod_{\alpha=1}^d \binom{z_{\alpha j}}{r_{\alpha v_u}}}{\binom{nk}{k}}, \quad (7)$$

где V_u —число разбиений матрицы на части $l_1, \dots, l_d$; для каждого разбиения $r_{1v_u}, \dots, r_{dv_u}$

определяют возможное количество влияющих факторов $l_1, \dots, l_d$; $k \geq 1$ и $z_{\alpha j} \geq r_{\alpha v_u}$, при $\alpha=1, \dots, d$, $v_u=1, \dots, V_u$.

Доказательство. Элементы реализации выборки x определяются конечным множеством вариантов случайных сумм l_i , $i=1, \dots, d$. В связи с этим x образовалась посредством одного из элементов множества $\{Y_1, \dots, Y_\mu\}$, где при $j=1, \dots, \mu$ $Y_j=\{r_{v_1}, \dots, r_{v_k}\}$. Разумеется, элементы подмножества $\{Y_1, \dots, Y_\mu\}$ являются решениями (3) и (4). Распределение элементов семейства Y_j имеют полиномиальное распределение. В работе [4] отмечается следующее, что если реализация выборки есть подмножество Y_j , то по критерию факторизации соответствующая статистика z_j является достаточной.

В случае, если реализация выборки есть подмножество Y_j , то с использованием последнего факта и теоремы Рао – Блэкуэлла – Колмогорова авторы работы [4] определили следующее, несмещенная оценка с наименьшей дисперсией для вероятности $P(X=x)$ есть

$$P(N=n|z_j) = \frac{\sum_{v_u=1}^{V_u} \prod_{\alpha=1}^d \binom{z_{\alpha j}}{r_{\alpha v_u}}}{\binom{nk}{k}}, \quad (8)$$

где z_j – сумма элементов совокупности Y_j ; V_n – число разбиений n на части $l_1, \dots, l_d$; для каждого разбиения $r_{1v_n}, \dots, r_{dv_n}$ определяют возможное количество соответствующих значений $l_1, \dots, l_d$; $k \geq 1$ и $z_{\alpha j} \geq r_{\alpha v_n}$, при $\alpha=1, \dots, d$, $v_n=1, \dots, V_n$.

Ввиду того, что данная реализация выборки $x=(x_1, \dots, x_k)$ образовалась из набора возможных множеств $Y_1, \dots, Y_\mu$, имеем следующее. Оценки для вероятности распределения (2), определяемые в (7), являются несмещенными. Теорема 2 доказана.

Наиболее подходящие несмещенные оценки для распределения вероятностей предложенной модели и их свойства.

Имеем множество несмещенных оценок (7) для вероятности распределения (2). Рассмотрим задачу определения наиболее подходящей несмещенной оценки. Из решения системы уравнений (3) видно, что при $i=1, \dots, k$ x_i разбивается на $l_1, \dots, l_d$ $V_i \geq 1$ способами. В случае, если $V_i > 1$, то не известно, каким вариантом $v_i=1, \dots, V_i$ сложений $r_{1v_i}, \dots, r_{dv_i}$ получили x_i . В связи с этим имеем множество решений $z=\{z_1, \dots, z_\mu\}$, основанных на наблюдении, и множество несмещенных оценок для вероятности распределения (2) $W(x, z)=\{W(x, z_1), \dots, W(x, z_\mu)\}$.

Для определения наиболее подходящего решения z_g из множества z и соответствующей оценки $W(u, z_g)$ из множества несмещенных оценок $W(u, z)$ рассмотрим следующие определения, приводимые в работах [1-3].

Определение 1. Решение z_g , основанное на наблюдении, является наиболее подходящим из множества $z=\{z_1, \dots, z_\mu\}$, если

$$\prod_{i=1}^k W(x_i, z_g) = \max_{j=1, \dots, \mu} \prod_{i=1}^k W(x_i, z_j), \quad (9)$$

где при $i=1, \dots, m$ элементы множества $W(x_i, z)=\{W(x_i, z_1), \dots, W(x_i, z_\mu)\}$ являются несмещенными оценками для вероятности $P(U=u)$ распределения (2), определенными в (7).

Определение 2. Несмещенная оценка $W(n, z_g)$ для вероятности $P(N=n)$ распределения (2) является наиболее подходящей из всего множества несмещенных оценок $W(x, z)=\{W(x, z_1), \dots, W(x, z_\mu)\}$, определяемых в (7), если z_g – наиболее подходящее решение, основанное на наблюдении.

Следующая теорема, приводимая в работах [1-3], указывает на асимптотические свойства наиболее подходящих несмещенных оценок.

Теорема 3. Наиболее подходящая несмещенная оценка $W(n, z_g)$ для вероятности $P(N=n)$ модели (2) является состоятельной, асимптотически нормальной и асимптотически эффективной.

Лемма 3. Функция, определенная в (10), является распределением вероятностей.

Лемма 4. Оценки максимального правдоподобия для параметров распределения (10) являются состоятельными, асимптотически нормальными и асимптотически эффективными.

Пример 1. При обзоре анализа динамики преступности среди несовершеннолетних по городу Рудный (Кустанайская область, Казахстан) имеем данные, представленные в таблице 1

Таблица 1.

Динамика преступности среди несовершеннолетних по г. Рудный (Кустанайская область, Казахстан)

Год	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Количество преступлений	60	21	17	21	1	23	22	10	9

Допустим, что экономический фактор может повлиять на состояние преступности среди подростков с вероятностью 0,7, 2-й фактор 0,2, 3-й – 0,1. Предположительные варианты разбиений факторов, влияющих на динамику преступности среди несовершеннолетних по г. Рудный (Кустанайская область, Казахстан) представлены в таблице 2.

Таблица 2.

Предположительные варианты разбиений факторов, влияющих на динамику преступности среди несовершеннолетних по г. Рудный (Кустанайская область, Казахстан)

Год		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Количество преступлений		60	21	17	21	1	23	22	10	9
Вариант 1	Фактор 1	30	20	15	15	1	10	20	5	5
	Фактор 2	20	1	1	6	0	10	1	3	3
	Фактор 3	10	0	1	5	0	3	1	2	1
Вариант 2	Фактор 1	-	-	16	-	0	-	-	-	5
	Фактор 2	-	-	1	-	1	-	-	-	4
	Фактор 3	-	-	0	-	0	-	-	-	0

Определим несмещенные оценки вероятностей выполнения данных за 2007-2015 гг, то есть найдем $P(N=60)$, $P(N=21)$, ..., $P(N=9)$. Пусть предположительные варианты разбиений факторов, влияющих на динамику преступности среди несовершеннолетних по г. Рудный (Кустанайская область, Казахстан) представлены в таблице 2, из которой видно, что $d=31$. Из таблицы 2 имеем, что $V_1=1$, $V_2=1$, $V_3=2$, $V_4=1$, $V_5=2$, $V_6=1$, $V_7=1$, $V_8=1$, $V_9=2$ и $\mu=8$. При вычислении несмещенных оценок для вероятности проявления элементов реализации выборки получаем с использованием полученных векторов решений, основанных на наблюдении, имеем

$$\prod_{i=1}^9 W(\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_1) = \max_{j=1, \dots, 8} \prod_{i=1}^9 W(\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_j). \quad (11)$$

Таким образом, в силу определения 1 решение $\mathbf{z}_1$, основанное на наблюдении $\mathbf{x}$, является наиболее подходящим решением из всего множества решений. Из чего следует, что формула построения наиболее подходящей несмещенной оценки для вероятности $P(n)$ распределения (2)

имеет следующий вид

$$W(x, z_1) = \frac{\sum_{v_u=1}^{V_u} \prod_{\alpha=1}^{d=31} \binom{z_{\alpha_1}}{r_{\alpha_{v_u}}}}{\binom{nk}{n}}, \quad (12)$$

где V_x – число разбиений матрицы u на части $L_1, \dots, L_{31}$; для каждого разбиения $r_{1v_u}, \dots, r_{31v_x}$ определяют возможное количество сочетаний с $L_1, \dots, L_{31}$; $k \geq 1$ и $z_{\alpha_j} \geq r_{\alpha_{v_u}}$, при $\alpha=1, \dots, d$, $v_u=1, \dots, V_u$.

В настоящей работе предложено и изучено новое распределение вероятностей динамики делинквентного поведения несовершеннолетних, определяющее как суммарное действие некоторых случайных факторов. Получено множество несмещенных оценок для распределения вероятностей предлагаемой модели. Введено новое понятие наиболее подходящей оценки из множества несмещенных оценок, обладающих асимптотическими свойствами.

Список использованных источников

1. Ayman I. Statistical Research for Probabilistic Model of Distortions of Remote Sensing //Journal of Physics: Conference Series. – IOP Publishing, 2016. – Т. 738. - №.1. – С. 012004.
2. Ayman I. Construction of the most suitable unbiased estimate distortions of radiation processes from remote sensing data //Journal of Physics: Conference Series. – IOP Publishing, 2014. – Т. 490. – №. 1. – С. 012113.
3. Iskakova A.S. Determination of the most suitable unbiased estimate for a weather forecast being correc //SibirskiiZhurnalIndustrial'noiMatematiki. – 2002. –Т.5. - №.1. – С.79-84.
4. Bordes L., Nikulin M., Voinov V. Unbiased Estimation for a multivariate exponential whose components have a common shift // Journal of multivariate analysis. – 1997. –Т. 63. - №.2. – С.199-221.

ОӘЖ 517

КОМПЬЮТЕРЛІК (ЕСЕПТЕУІШ) ДИАМЕТР МӘНМӘТІНІНДЕ ЖЫЛУӨТКІЗГІШТІК ТЕНДЕУІНІҢ ШЕШІМІН ДӘЛ ЕМЕС АҚПАРАТ БОЙЫНША ДИСКРЕТИЗАЦИЯЛАУДЫҢ ШЕКТІК ҚАТЕЛІКТЕРІ

Жақсылықова Арайлым Сапаралықызы

arailym.zhaksylykova2321@mail.ru

Л.Н.Гумилев атындағы ЕҰУ-нің 4-курс студенті, Астана, Қазақстан

Ғылыми жетекшісі – А.Ж.Жұбанышева

Алдымен Компьютерлік (есептеуіш) диаметр (қысқаша К(Е)Д) есебінің қойылуын келтірейік (мысалы [1-2] қараңыз). 1996 жылы Н.Темірғалиев мағынасы дәл емес мәліметтен алынған ақпарат негізінде тиімді есептеу агрегаттарын құру болатын Компьютерлік (есептеуіш) диаметр есебін қойды. К(Е)Д есебінде келесі анықтама негізгі болып табылады: