

1(37). – Севастополь: СКУАЕтаП, 2011. – С. 225 – 231. 3. Дивизинюк М. М. Разработка математической модели идентификации сложных акустических сигналов // М. М. Дивизинюк, Е. Е. Смычков, В. В. Шилин и др. // Сб. наук. праць СКУАЕтаП. – Вип. 2(38). – Севастополь: СКУАЕтаП, 2011. – С. 257 – 261.

УДК 681.391

## АНАЛИЗ И МОДЕЛИРОВАНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ АРТИКУЛЯЦИОННЫХ ИСПЫТАНИЙ

Александр Архипов, Елена Архипова

Национальный технический университет Украины "КПИ"

**Аннотация:** Рассмотрена описательная модель возникновения ошибок аудитора при распознавании им искаженных маскирующей помехой слов артикуляционных таблиц, позволяющая на качественном уровне интерпретировать особенности и характеристики ошибок аудитора, объяснить форму закона распределения погрешностей оценок разборчивости.

**Summary:** It is considered a descriptive model of errors origin at recognition by the auditor the masking hindrance distorted words of articulation tables. This model allows qualitatively interpreting features of the auditor errors, explaining the shape of the intelligibility evaluation error distribution.

**Ключевые слова:** Артикуляционная таблица, артикуляционная экспертиза, маскирующая помеха, словесная разборчивость, математическая модель.

### I Введение

Одним из важных аспектов защиты речевой информации является анализ, сопоставление и исследование эффективности методов активной защиты речевых сообщений. В рамках этой проблематики в статьях [1, 2] рассматривались результаты применения артикуляционных испытаний для оценивания уровня разборчивости речевой информации в условиях действия маскирующей помехи с различными спектральными характеристиками. В ходе нахождения точностных показателей характеристик разборчивости, в частности, определения вида и параметров распределения погрешности оценок разборчивости, оказалось, что не выполняются некоторые традиционные допущения относительно формы этого распределения: обычно применяемая нормальная модель распределения погрешности оценок разборчивости в большинстве случаев показала низкую адекватность реальным данным, тогда как проверка гипотезы о распределения погрешности по закону Лапласа дала куда более приемлемые результаты. Попытка интерпретации этого факта обусловила необходимость более углубленного анализа экспериментальных данных, полученных в ходе артикуляционных испытаний, и позволила выявить некоторые особенности механизма формирования ошибок аудиторов, представляющие интерес с точки зрения защиты информации. Часть этих материалов была изложена в [3]. В данной статье рассматривается ряд моделей, описывающих формирование ошибок аудитора, их влияние на характеристики разборчивости и точность получаемых оценок разборчивости.

### II Проведение артикуляционных испытаний

Рассмотрим некоторые аспекты организации и проведения артикуляционных испытаний.

При проведении артикуляционных испытаний аудитору предлагаются для распознавания записи фрагментов речевой информации (произнесенных слов) с аддитивно наложенным на них шумом, имитирующим влияние маскирующей помехи. В ходе испытаний тестовый сигнал воссоздается через звуковые колонки компьютера, при этом громкость записи устанавливается на комфортном для прослушивания уровне (около 70 дБ). После прослушивания текста аудитор записывает прослушанные слова в специальный бланк. Если услышанное не было понятным, аудитор ставит в соответствующей слову графе прочерк.

Начитывание исходного тестового материала (десяти украинских артикуляционных таблиц слов, по 50 слов в каждой [1, 2]) выполнено профессиональным диктором. Материалы записаны на электронный носитель с частотой дискретизации 44100 Гц. Записи обрабатывались на компьютере, где к тестовому сигналу во временной области аддитивно добавлялись сигналы помехи с отношением сигнал/помеха (S/N), равным: 0; - 2,5; - 5; - 7,5; - 10 дБ, чем имитировались условия активной маскировки речевого сигнала помехами. В качестве сигналов маскирования использовались два вида случайных процессов: со спектральной плотностью мощности типа "белый шум", сформированного стандартной процедурой пакета MatLab, и "цветной" сигнал промышленного генератора типа "ANG 2200".

Все аудиторы прослушивали по 150 слов для каждого соотношения сигнал/помеха (точки измерений), введенного выше. Предполагается, что достаточно большие объемы измерений усредняют влияние случайных факторов и субъективных особенностей отдельных аудиторов.

### III Анализ и обработка результатов артикуляционных испытаний

Основные задачи обработки данных, полученных в ходе проведения артикуляционных испытаний, – определение зависимости уровня разборчивости от отношения сигнал/помеха ( $S/N$ ) и оценивание степени достоверности полученных результатов. Количественно словесная разборчивость  $W$  оценивается процентным соотношением:

$$W\left(\frac{S}{N}\right) = \frac{n_1}{n} 100\%, \quad (1)$$

где  $n$  – общее количество произнесенных диктором слов,  $n_1$  – количество правильно воспринятых аудитором слов. При этом в  $i$ -ой контрольной точке (для определенного уровня отношения  $\frac{S}{N_i}$ ) каждого  $j$ -ого аудитора рассчитывается частная разборчивость  $W_{ij}$ . Усреднение частных разборчивостей  $W_{ij}$ ,  $j = \overline{1,7}$  дает оценку разборчивости  $\overline{W}_i$  в  $i$ -ой контрольной точке  $i = \overline{1,5}$ .

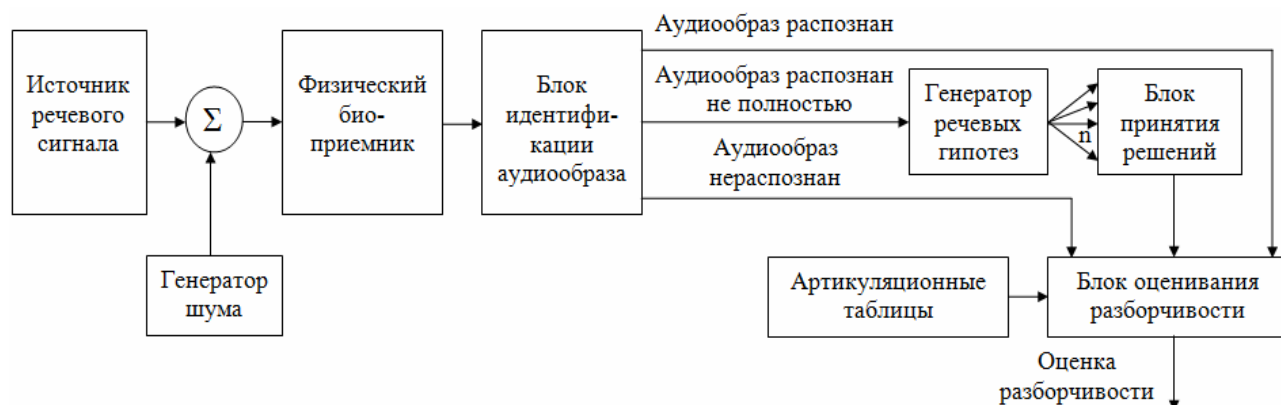


Рисунок 1 – Блок-схема преобразования информации в процессе выполнения артикуляционных испытаний

Будем рассматривать бригаду аудиторов как некий преобразователь, на вход которого подается акустический сигнал (речь диктора + шум), а выходом является информация о проценте правильно распознанных элементов артикуляционных таблиц (см. рис. 1). Отличия индивидуального восприятия аудиторами общего входного сигнала приводят к различиям в оценках частных разборчивостей по каждой из таблиц и обуславливают случайный характер этих оценок. Назовем оценкой погрешности частной разборчивости разность

$$Z_{ijk} = W_{ijk} - \overline{W}_i, \quad i = \overline{1,5}, \quad j = \overline{1,7},$$

где  $W_{ijk}$  – разборчивость, рассчитанная по одной артикуляционной таблице по данным  $j$ -ого аудитора,  $k = \overline{1,3}$ .

Как уже упоминалось выше, обычной практикой является принятие предположения о нормальности распределения  $F(z_{ijk})$ , что позволяет ограничиться лишь вычислением его выборочных характеристик. Однако гистограммный анализ совокупности оценок погрешностей частных разборчивостей, рассчитанных для контрольных точек отношения сигнал/помеха, показал, что в большинстве случаев распределение  $F(z_{ijk})$  лучше аппроксимируются двусторонним симметричным экспоненциальным распределением (распределением Лапласа).

Из исследований в области теории измерений, моделирования, из практики обработки экспертных данных известно [4 – 6], что закон Лапласа описывает распределение нормальной случайной величины, имеющей случайное среднее квадратическое отклонение, значения которого распределены по закону Рэлея.

В [3] показано, что подобная ситуация имеет место при исследовании явлений, возникающих в процессе работы артикуляционной бригады. В частности, при исследовании механизма образования погрешности оценивания разборчивости бригада auditors в [3] рассматривается как преобразователь со случайным коэффициентом передачи  $a$ , выполняющий преобразование входного маскирующего шумового сигнала  $Y$  в погрешность  $Z$  оценивания разборчивости  $W$ :

$$Z = aY. \quad (3)$$

При этом плотность вероятности значений коэффициента  $a$  определяется законом Рэлея

$$f(A) = \frac{A}{\sigma_x^2} e^{-\frac{A^2}{2\sigma_x^2}}, \quad (4)$$

а шумовой сигнал  $Y$  имеет нормальную плотность вероятности

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} e^{-\frac{y^2}{2\sigma_y^2}}, \quad (5)$$

что в итоге приводит к лапласовому распределению погрешности  $Z$ :

$$f(z) = \frac{1}{2\sigma_y\sigma_x} e^{-\frac{|z|}{\sigma_y\sigma_x}}. \quad (6)$$

С физической точки зрения полученный результат с учетом выражения (3) означает, что нормально распределенные случайные значения амплитуды входного воздействия  $Y$ , проходя через преобразователь  $a$  (бригада auditors), умножаются на его коэффициент передачи, значения которого изменяются случайным образом, подчиняясь закону Рэлея. В соответствии с [4, 5] оказывается, что значения сигнала на выходе преобразователя будут изменяться случайным образом, подчиняясь распределению Лапласа.

Основным моментом в предложенной схеме является установление причин и вида случайного распределения значений коэффициента  $a$ .

Рассмотрим этот вопрос детальнее [3 – 6]. Предположим, что ошибки auditors, совершаемые в процессе артикуляционных испытаний, обусловлены в основном двумя причинами. Первая – невозможность распознавания исходного речевого сообщения (слова) в аудиообразе, полученном наложением помехи (шума) на исходный речевой сигнал, причем в процессе распознавания аудиообраз не ассоциируется с каким-либо словом. Назовем эту ошибку auditors ошибкой 1-го вида. Причиной появления ошибки 2-го вида является неправильное распознавание аудиообраза. Эта ошибка возникает в случае, когда неполное (нечеткое) распознавание аудиообраза стимулирует генерацию ряда слов-гипотез, ассоциируемым с принятым аудиообразом. Выбор ложной гипотезы приводит к ошибке 2-го вида. Реальность существования описанных видов ошибок непосредственно подтверждается записями auditors в бланках артикуляционных испытаний.

Формализуем изложенное выше. Предположим, что  $x_1$  – случайная величина, характеризующая интенсивность воздействия на auditors некоторого фактора, приводящего к появлению ошибок 1-го вида,  $x_2$  – аналогичная характеристика фактора, обуславливающего возникновение ошибок 2-го вида (далее в тексте могут совмещаться два понятия: «интенсивность действия фактора  $x_q$ » и «фактор  $x_q$ , приводящий к возникновению ошибок  $q$ -го вида» заменой их словосочетанием «фактор  $x_q$ »). Полагаем, что оба фактора независимы и распределены по нормальному закону:

$$f(x_q) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} e^{-\frac{x_q^2}{2\sigma_x^2}}, \quad q = 1, 2. \quad (7)$$

Интенсивность совместного воздействия этих факторов на auditors, определяющая значения среднеквадратического отклонения распределения их ошибок, характеризуется положением радиус-вектора  $A$  произвольной точки  $(x_1, x_2)$ , в декартовой системе координат  $X_1OX_2$ , при этом, как следует из [7, с. 238; 8, с. 199], плотность распределения значений среднеквадратического отклонения определяется плотностью

вероятности длины вектора  $A = \sqrt{x_1^2 + x_2^2}$ , соответствующей выражению (4), что в конечном итоге обуславливает лапласов закон (6) распределения погрешности оценок разборчивости.

Следует отметить, что действительный механизм влияния факторов  $x_1, x_2$  на аудитором реализует сложноформализуемую зависимость их индивидуальных качеств от уровня и характеристик шумового сигнала, причем фактор  $x_1$ , инициирующий появление ошибок 1-го вида, в большей степени связан с физиологическими параметрами аудитором, а  $x_2$  – с их эмоционально-интеллектуальными свойствами. Перечисленные параметры и свойства по-разному влияют на интенсивность факторов  $x_1, x_2$ , а значения  $\sigma_x(x_1)$  и  $\sigma_x(x_2)$  в общем случае являются функциями упомянутых параметров и свойств. Идентификация этих функций составляет отдельную задачу, решение которой требует проведения специальных исследований, выходящих за рамки артикуляционных испытаний. Из аудиторских данных очевидно лишь то, что высокому уровню интенсивности фактора  $x_2$  (большее количество слов-гипотез) соответствуют возрастающие участки зависимости  $\sigma_z(W)$ .

Приведенное выше описание механизма формирования ошибок аудитором позволяет на качественном уровне интерпретировать особенности и свойства ошибок аудитора, объяснить форму закона распределения погрешностей оценок разборчивости и в ряде случаев может быть использовано для построения аппроксимативных математических моделей, формально отображающих некоторые характеристики артикуляционных испытаний.

#### IV Моделирование результатов артикуляционных испытаний

Согласно изложенному выше, результаты артикуляционных испытаний (т. е. значения словесной разборчивости  $W$  и погрешности  $Z$  её оценивания) можно воспринимать как выходные переменные некоторого преобразователя (отображающего деятельность бригады аудитором), на вход которого поступает акустический сигнал, представляющий собой аддитивную смесь речевого сообщения и шума. Из-за отсутствия информации о механизме преобразования входного акустического сигнала в физическом биоприемнике построение полной модели процесса артикуляционных испытаний оказывается невозможным. Однако в рамках операционального подхода, учитывая, что измеряемым (контролируемым) выходом биоприемника являются индикаторные переменные  $g_1$  (количество нераспознанных аудиообразов) и  $g_2$  (количество ошибок вследствие неправильного распознавания аудиообразов), можно построить модели  $W(g_1, g_2)$  и  $\sigma(g_1, g_2)$ , в которых словесная разборчивость  $W$  и среднеквадратическая ошибка  $\sigma_z$  представляется как функции выходных переменных  $g_1, g_2$  биоприемника. Так как изменение состава артикуляционной бригады влечет за собой изменение выходных параметров коллективного биоприемника, введенные выше модели позволяют прогнозировать влияние этих изменений на результаты экспертизы, в частности, на точность оценок разборчивости. Наличие индивидуальных моделей, связывающих для каждого из потенциальных аудитором уровни их частных разборчивостей и среднеквадратических ошибок с характерным для них набором индивидуальных значений переменных  $g_1, g_2$ , позволит целенаправленно формировать состав артикуляционной бригады.

При построении моделей в качестве выходных переменных биоприемника будем использовать усредненные по бригаде аудитором значения  $g_1, g_2$  (аналогично тому, как это делалось при расчете средней

разборчивости  $\bar{W}$  ( $\bar{W} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n W_j$ , где  $n$  – это количество аудитором). Полная совокупность используемых

при моделировании данных представлена в табл. 1:

Таблица 1 – данные, используемые для моделирования артикуляционных испытаний

№	$\bar{W}$ , %	$\sigma_z$	$g_1$ , %	$g_2$ , %
1	82	11,2	4,2	15,8
2	78	10,1	5,6	18,9
3	66	15,6	9,8	24,3
4	56	15	16,7	26,1

5	54	8,2	12,2	34,8
6	46	13,6	26,8	28,1
7	40	9,9	27,1	34,5
8	24	12	45,8	25,5
9	22	16,2	58,2	18,8
10	3,5	5	90,5	6

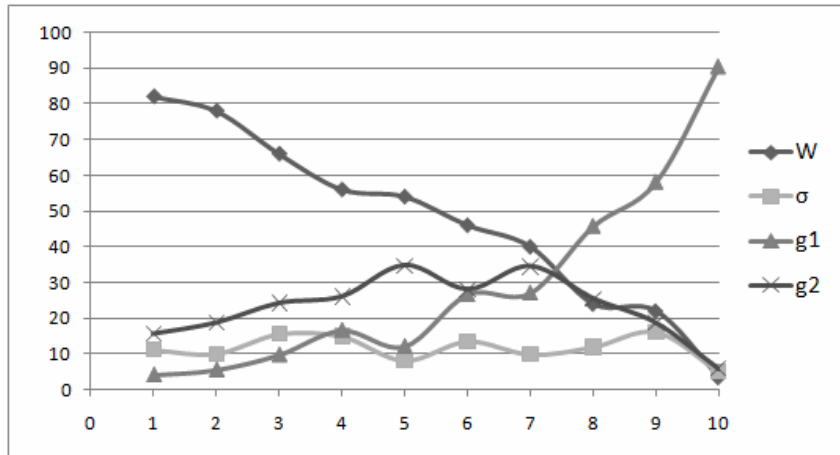


Рисунок 2 – визуализация данных, используемых для моделирования артикуляционных испытаний

На рис. 2 приведено визуальное представление этих данных. Регулярный, устойчивый и достаточно гладкий характер зависимостей  $g_1(W)$ ,  $g_2(W)$ , и  $\sigma_z(W)$  позволяет предположить возможность успешного формирования моделей, связывающих эти переменные.

Наиболее просто эта задача решается при моделировании зависимости  $W(g_1, g_2)$ . Применяя методы и средства многомерного регрессионного анализа, по данным табл. 1 получаем аппроксимативную модель вида:

$$W(g_1, g_2) = 109,98 \frac{g_1}{g_1 + g_2} - 0,01926 g_2^2 \quad (8)$$

Коэффициент детерминации полученной модели равен 0,9976, структура определена методом шаговой регрессии, оценки коэффициентов – методом наименьших квадратов. Иллюстрацией качества приближения исходных данных моделью (8) являются графики, приведенные на рис. 3:

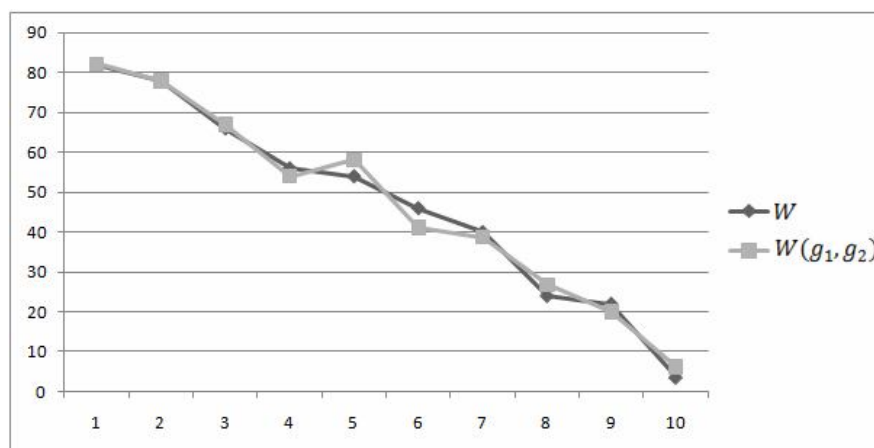


Рисунок 3 – Исходные данные (W) и модельные значения разборчивости

Более сложным оказался процесс построения модели  $\sigma_z(g_1, g_2)$ . Первоначально для структурно-параметрической идентификации этой модели был использован модифицированный метод Брандона, предназначенный для построения моделей мультипликативной структуры. Полученная в результате модель имеет вид:

$$\sigma_{z1}(g_1, g_2) = f_1 f_2(g_2) f_3(g_1) \quad (9)$$

и учитывает нелинейную зависимость дисперсии  $\sigma_z^2$  от переменных  $g_1, g_2$ . Ее построение реализовывалось в три этапа. На первом этапе, в соответствии с общим алгоритмом метода Брандона, был найден константный коэффициент:

$$f_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma_{zi} = 11,68, \quad (10)$$

на втором – полиномиальная структура вида:

$$f_2(g_2) = a_0 + a_1 \frac{1}{1 + g_2} + a_2 g_2^2, \quad (11)$$

зависящая только от переменной  $g_2$ ,  $a_0 = 1,95$ ,  $a_1 = -10,744$ ,  $a_2 = -0,0007$ , на третьем – полиномиальная структура, зависящая от переменной  $g_1$ :

$$f_3(g_1) = b_0 + b_1 \frac{1}{(1 + g_1)^2}, \quad (12)$$

$b_0 = 0,0915$ ,  $b_1 = -0,6956$ . Коэффициенты полиномиальных моделей (11), (12) рассчитывались методом наименьших квадратов.

Точность модели (9) характеризуется средним квадратом ошибки приближения исходных данных, равным 2,345. Структура построенной модели позволяет оценить влияние каждой из переменных  $g_1, g_2$  на уровень погрешности оценивания разборчивости  $W$  речевого сообщения.

Второй вариант модели зависимости  $\sigma_z(g_1, g_2)$  построен в виде аппроксимативной регрессионной многомерной модели:

$$\sigma_{z2}(g_1, g_2) = 27,41 - 154,51 \frac{1}{1 + g_2} - 0,01056 g_2^2 - 10,07 \frac{g_2}{g_1^2 + g_2}. \quad (13)$$

На рис. 4 приведена графическая иллюстрация качества приближения исходных экспериментально полученных данных зависимостью  $\sigma_{z2}(g_1, g_2)$ .

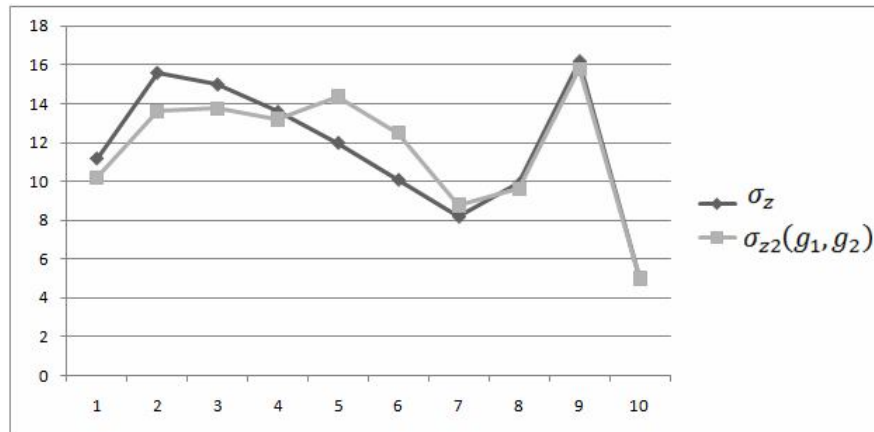


Рисунок 4 – Исходные данные ( $\sigma_z$ ) и модельные значения погрешности оценивания словесной разборчивости ( $\sigma_{z2}(g_1, g_2)$ )

Хотя модель (13) несколько точнее аппроксимирует данные в сравнении с моделью  $\sigma_{z1}(g_1, g_2)$  (средний квадрат ошибки приближения исходных данных моделью  $\sigma_{z2}(g_1, g_2)$  равен 1,952), она не дает представления о раздельном вкладе переменных  $g_1, g_2$  в формирование погрешности оценок разборчивости

$W$ . По-видимому, структура модели  $\sigma_{z1}(g_1, g_2)$  является более адекватной задаче исследования погрешности оценивания разборчивости  $W$  речевого сообщения, позволяя более наглядно отобразить механизм и степень влияния факторов  $x_1$  и  $x_2$  (порождающих соответственно ошибки  $g_1$  и  $g_2$ ) на формирование погрешности оценивания.

## В Выводы

Предложена описательная модель процесса возникновения ошибок аудитора при распознавании им искаженных маскирующей помехой слов артикуляционных таблиц, позволяющая на качественном уровне интерпретировать особенности и характеристики ошибок аудитора, объяснить форму закона распределения погрешностей оценок разборчивости. Построены аппроксимативные математические модели зависимостей словесной разборчивости  $W$  и среднеквадратической погрешности ее оценивания  $\sigma_z$  от определяемых из данных артикуляционных испытаний значений выходных индикаторных переменных  $g_1, g_2$ , интегрально учитывающих профессиональные характеристики бригады аудиторов.

*Литература:* 1. Архипова О. О., Журавльов В. М., Кумейко В. М. Артикуляційні таблиці слів української мови / О. О. Архипова, В. М. Журавльов, В. М. Кумейко // Правове, нормативне та метрологічне забезпечення системи захисту інформації в Україні. – К., 2009. – № 2/19. – С. 13-17. 2. Архипова О. О., Журавльов В. М., Доровських А. В. Таблиці слів української мови для артикуляційних випробувань розбірливості інформації, що передається трактами зв'язку / О. О. Архипова, В. М. Журавльов, А. В. Доровських // Зв'язок. – К., 2010. – № 1 (89). – С. 9-11. 3. Архипов А. Е. Анализ и обработка данных артикуляционных испытаний / А. Е. Архипов, Е. А. Архипова // Захист інформації. – 2012. – №4 (57), – С.34 – 42. 4. Мудров В. И. Методы обработки ошибок измерений / В. И. Мудров, В. Л. Кушко – М., Советское радио, 1976. – 192 с. 5. Архипов А. Е. О моделировании некоторых типов случайных последовательностей / А. Е. Архипов // Вестник Киев. политехн. ин-та – Вып. 12. – К.:1988 – С. 39-44. 6. Архипов О. Є. Модель помилок експертних оцінок / О. Є. Архипов, С. А. Архипова // "Сучасні проблеми управління", Матеріали ІV Міжнародної наук.-практичної конференції (28-30 листопада 2007р., м.Київ). – ІВЦ Видавництво "Політехніка" – К.: 2007. – С. 65-66. 7. Венцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория вероятностей и её инженерные приложения / Е. С. Венцель, Л. А. Овчаров – М.: Наука, 1988. – 480 с. 8. Пугачев В.С. Теория вероятностей и математическая статистика / В. С. Пугачев – М.: Наука, 1979. – 496 с. 9. Градштейн И. С. Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений / И. С. Градштейн, И. М. Рыжик – М.: ГИФМЛ, 1971.

УДК 343.974

## СТРУКТУРА КРИМІНАЛЬНИХ ВІДНОСИН У КІБЕРПРОСТОРІ

Ігор Гриненко, Дарія Прокоф'єва-Янчиленко\*, Михайло Прокоф'єв\*\*

Національна академія Служби безпеки України, \*Служба безпеки України, \*\*НДЦ "ТЕЗІС" НТУУ "КПІ"

*Анотація:* Розглянуто специфічні аспекти впливу сучасних телекомунікаційних технологій на структурні зміни угруповань організованої злочинності та визначено можливі тенденції у формуванні такого роду утворень, що діють у сфері комп'ютерної злочинності.

*Summary:* The article examines the impact that modern telecommunication technologies have on the structural evolution of organized crime and offers an assessment trends in criminal enterprises, involved in cybercrime.

*Ключові слова:* Організована злочинність, кіберпростір, кіберзлочинність, правоохоронна діяльність.

## Вступ

Організована злочинність є одним із найбільш небезпечних суспільних явищ, що становить безпосередню загрозу національній безпеці окремих країн та міжнародному правопорядку в цілому. Особливо гострою ця проблема є для нашої країни, де процеси становлення демократичного державного управління, громадянського суспільства та ринкової економіки залишаються значною мірою не завершеними. За таких умов злочинність стає одним із ключових чинників, що перешкоджають реалізації державної політики як у внутрішній, так і в зовнішній сферах.