

Оригинальная статья / Original Paper

DOI 10.15826/urej.2019.3.1.003

УДК 621.396.96

Применение разностной обработки сигналов поляриметрического РСА для выделения слабоконтрастных распределенных объектов

Д. А. Ницак

Военно-воздушная академия имени профессора Н. Е. Жуковского
и Ю. А. Гагарина, Воронеж, Россия,
dima_nitsak@mail.ru

Аннотация

Определены границы обнаружения слабоконтрастных объектов поляриметрическим радиолокатором с синтезированием апертуры антенны (РСА) для случая двумерной входной статистики. Получено простое правило приближенной оценки вероятности обнаружения флуктуирующей цели на фоне флуктуирующей пассивной помехи. Сравнение границ обнаружения показывает преимущество разностной обработки при обнаружении малоразмерных и распределенных объектов в системах мониторинга земной поверхности.

Ключевые слова

поляриметрический РСА, радиолокационное изображение, разностная обработка, распределенный объект

Для цитирования

Ницак Д. А. Применение разностной обработки сигналов поляриметрического РСА для выделения слабоконтрастных распределенных объектов. *Уральский радиотехнический журнал*. 2019;3(1):43–52. DOI: 10.15826/urej.2019.3.1.003

Application of the subtract processing of polarimetric SAR signals for low in contrast distributed objects selection

D. A. Nitsak

Air Force Academy named after Professor N. E. Zhukovsky and Y. A. Gagarin,
Voronezh, Russian Federation,
dima_nitsak@mail.ru

Abstract

A low in contrast polarimetric synthetic aperture radar (SAR) objects detection limits are specified for bivariate statistics. The simple rule of the probability approximate estimation of the fluctuating target on passive clutter is obtained. The detection limits comparison demonstrates

the advantages of the subtract processing for the detection of the radar resolution comparable and distributed objects detection in the earth surface monitoring systems. The paper reveals that the subtract processing is more effective when a passive masking clutter has better masking properties in accordance to detectable signal.

Keywords

distributed object, polarimetric SAR, radar image, subtract processing

For citation

Nitsak D. A. Application of the subtract processing of polarimetric SAR signals for low in contrast distributed objects selection. *Ural Radio Engineering Journal*. 2019;3(1):43–52. DOI: 10.15826/urej.2019.3.1.003

1. Введение

Для выделения слабоконтрастных объектов на радиолокационных изображениях, полученных РСА, применяют различные подходы, включая поиск новых признаков за счет фрактальной обработки, комплексирования изображений, полученных в разных диапазонах длин волн, использование методов интерферометрии, поляриметрии и др. [1]. Благодаря развитию антенной техники СВЧ с цифровым управлением поляризационная обработка активно применяется в радиолокационных комплексах [2].

С повышением разрешающей способности сосредоточенные цели переходят в разряд малоразмерных и распределенных. Хорошо известные методы радиолокационного обнаружения, основанные на использовании векторов рассеяния целей [3], сохраняют практическую значимость, устойчивы в условиях априорной неопределенности [4], однако не являются оптимальными. Из-за того что происходит практически полное экранирование целью фона, весовые матричные функции, оптимальные в задаче обнаружения флуктуирующих сигналов на фоне флуктуирующей пассивной помехи [3], не обеспечивают потенциально возможное поляриметрическое согласование достаточной статистики.

Модель радиолокационного канала разностной обработки векторных наблюдений [5] позволяет использовать оба преимущества – одно, получаемое за счет поляризационной селекции первого ансамбля флуктуирующих целей на фоне второго и другое, наоборот, второго ансамбля целей на фоне первого. Весовые матрицы разностной обработки используются при обнаружении распределенных объектов и различении однородных областей. Эффективность разностной обработки показана для частного случая различения двух векторных процессов с заданными корреляционными свойствами [6].

Визуальное восприятие результатов разностной обработки не вызывает сомнений в преимуществе вычитающего алгоритма. При разностной обработке области однородности контрастируют лучше по сравнению с другими вариантами обработки даже при однократном наблюдении. Аналитическое обоснование данного факта получено на основе функционального анализа контраста по Майкельсону [7] с использованием собственных чисел (СЧ) так называемой *главной матрицы*: $\mathbf{G} = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{K}_S$, где \mathbf{K} и \mathbf{K}_S – выборочные матрицы когерентности фона и флуктуирующей цели, соответственно.

При выделении слабоконтрастных объектов радиолокации поляризация обработка может оказаться единственным эффективным средством, следовательно, аналитическая оценка преимущества разностной обработки при обнаружении распределенных флуктуирующих векторных сигналов является актуальной задачей.

2. Границы вероятности обнаружения слабоконтрастных объектов при использовании разностной обработки или вычитающего алгоритма

При обнаружении флуктуирующей цели на фоне флуктуирующей пассивной помехи весовая матрица [3]

$$\mathbf{W} = \mathbf{K}^{-1} - (\mathbf{K} + \mathbf{K}_S)^{-1}. \quad (1)$$

В этом случае пороговая статистика полностью определяется

$$\Lambda = \mathbf{K}\mathbf{W} = (\mathbf{E} + \mathbf{G}^+)^{-1}\mathbf{G}^+, \quad (2)$$

где \mathbf{E} – единичная матрица, символ «+» обозначает сопряжение по Эрмиту.

Основная статистика, в свою очередь, зависит от

$$(\mathbf{K} + \mathbf{K}_S)\mathbf{W} = \mathbf{G}^+,$$

и, как показано в [3], параметры обнаружения флуктуирующей сосредоточенной цели определяются распределением СЧ главной матрицы задачи.

Когда цель становится малоразмерной или распределенной, зависимость пороговой статистики от (2) сохраняется, а основная статистика начинает зависеть от

$$\mathbf{M} = \mathbf{K}_S\mathbf{W} = \mathbf{G}^+(\mathbf{E} + \mathbf{G}^+)^{-1}\mathbf{G}^+. \quad (3)$$

Собственные числа, соответствующие (2) и (3), можно выразить через СЧ матрицы \mathbf{G} :

$$\lambda_i = \frac{g_i}{1 + g_i}, \quad \mu_i = \frac{g_i^2}{1 + g_i}, \quad (4)$$

где g_i – СЧ матрицы \mathbf{G} , $i = \overline{1, m}$, m – размерность матрицы \mathbf{G} . Также как и g_i , λ_i и μ_i вещественны и неотрицательны [3].

При разностной обработке векторных сигналов весовая матрица

$$\mathbf{W}_\Delta = \mathbf{K}^{-1} - \mathbf{K}_S^{-1}. \quad (5)$$

В этом случае пороговая статистика будет зависеть от

$$\lambda_\Delta = \mathbf{K} \mathbf{W}_\Delta = \mathbf{E} - (\mathbf{G}^+)^{-1}, \quad (6)$$

а основная – от

$$\mu_\Delta = \mathbf{K}_S \mathbf{W}_\Delta = \mathbf{G}^+ - \mathbf{E}. \quad (7)$$

Собственные числа, соответствующие (6) и (7) и выраженные через СЧ матрицы \mathbf{G} , принимают вид

$$\lambda_{\Delta i} = 1 - \frac{1}{g_i}, \quad \mu_{\Delta i} = g_i - 1. \quad (8)$$

Как отмечается в [7], по данным наблюдений поляриметрических РСА как в моно, так и в бистатических режимах достаточная статистика задачи часто сводится к двумерной. При $m = 2$ и одинаковой мощности различаемых векторных сигналов

$$\mathbf{K} = \begin{bmatrix} 1 & xe^{i\vartheta} \\ xe^{-i\vartheta} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{K}_S = \begin{bmatrix} 1 & ye^{i\vartheta} \\ ye^{-i\vartheta} & 1 \end{bmatrix},$$

а СЧ главной матрицы \mathbf{G}

$$g_i = \frac{1 - xy\vartheta \pm \sqrt{x^2 + y^2 - 2xy\vartheta - x^2y^2(1 - \vartheta^2)}}{1 - x^2} \quad (9)$$

являются функцией трех координат, где x, y – коэффициенты корреляции основных компонент вектора рассеяния, $\vartheta = \cos(\phi - \phi)$. Физический смысл (9) сохраняется в области определения $|x| \leq 1$ и $|y| \leq 1$.

Интегральный показатель обнаружения – след главной матрицы $\text{tr} \mathbf{G}$ [3] не зависит от ϑ при $x = 0$ или $y = 0$ и не существует (имеет разрывы второго рода), когда $|x| = 1$. Минимальные и максимальные значения $\text{tr} \mathbf{G}$ достигаются в указанной области определения при $\vartheta = 1$ и $\vartheta = -1$, соответственно [3]. Когда $\vartheta = 1$ (9) принимает вид:

$$g_{0i} = g_i \Big|_{\vartheta=1} = \frac{y+1}{x+1}. \quad (10)$$

Выражения (4) с учетом (10) запишутся как

$$\lambda_{0i} = \lambda_i \Big|_{\vartheta=1} = \frac{y+1}{x+y+2}, \quad \mu_{0i} = \mu_i \Big|_{\vartheta=1} = \frac{(y+1)^2}{(x+1)(x+y+2)}. \quad (11)$$

При двух различных неотрицательных СЧ функция распределения (ФР) для случая однократного наблюдения [3]

$$Q(z) = \frac{a_1(1 - e^{-z/a_1}) - a_2(1 - e^{-z/a_2})}{\sigma} \mathbb{H}(z), \quad (12)$$

где $\sigma = a_1 - a_2$, $\mathbb{H}(z)$ – функция Хэвисайда. Если $a_i = \lambda_i$, то (12) описывает ФР пороговой статистики, если $a_i = \mu_i$, речь идет о представлении ФР основной статистики.

Таким образом, при $\vartheta = 1$ представляется наиболее трудный для обнаружения случай, когда векторные сигналы имеют одинаковую мощность и отличаются только модулями коэффициентов корреляции основных компонентов вектора рассеяния.

Из (8) и (10) следует, что при $m = 2$ СЧ (8) равны нулю при $g_{0i} = 1$. В остальных случаях СЧ (8) имеют одно отрицательное и одно положительное значение, и ФР статистики вычитающего алгоритма разделяется на две области

$$Q_{\Delta}(z) = \frac{a_1}{\sigma} e^{-z/a_1} [1 - \mathbb{H}(z)] + \left[1 + \frac{a_2}{\sigma} e^{-z/a_2} \right] \mathbb{H}(z), \quad (13)$$

с учетом того, что $a_1 \leq 0$, $a_2 \geq 0$. Функция распределения пороговой статистики вычитающего алгоритма определяются подстановкой в (13) $a_i = \lambda_{\Delta i}$, а ФР основной статистики – при $a_i = \mu_{\Delta i}$.

Для сравнительной оценки преимущества разностной обработки при обнаружении распределенных флуктуирующих векторных сигналов необходимо решить задачу определения $z = z_0$ из условия $Q(z)|_{a_i=\lambda_i} = 1 - F$, где F – критерий значимости, чтобы затем оценить мощность критерия $D_0 = 1 - Q(z_0)|_{a_i=\mu_i}$.

Даже в самом простом случае двумерной векторной статистики определение z_0 на основании (12) связано с решением трансцендентного уравнения и аналитическая оценка z_0 становится возможной только в частных случаях. В общем для решения уравнения $Q(z) = \text{const}$ приходится использовать численные методы определения приближенных значений действительных корней (методы простых итераций, дихотомии, касательных, хорд, секущих и др.).

В данной работе предлагается способ определения D_0 на основе смещенной оценки

$$z_0 \sim -a_1 \ln \frac{\sigma F}{a_1}, \quad (14)$$

полученной из

$$Q(z)|_{a_1 > a_2, Q(z) \rightarrow 1} \sim \frac{a_1(1 - e^{-z/a_1}) - a_2}{\sigma},$$

где для краткости опускаем $\mathbb{H}(z)$, подразумевая неотрицательную определенность z . Расстановка знаков в (10), (11) обеспе-

чивает соблюдение неравенств $g_{01} > g_{02}$, $\lambda_{01} > \lambda_{02}$, $\mu_{01} > \mu_{02}$ при $x > y$ для любых x и y , принадлежащих области определения. Если $x < y$ производится перестановка СЧ так, чтобы выполнялось условие $a_1 > a_2$. Присвоение $\vartheta = -1$ в (9) вместо $\vartheta = 1$ соответствует простой смене знака перед y , выполнение условия $x < y$ сохраняется и, следовательно, решение поставленной задачи в диапазоне значений $0 \leq x < 1$ и $-1 < y < 1$ обеспечит достаточную наглядность.

Ошибка в оценке критерия значимости с помощью (12) и (14) равна

$$-\frac{a_2}{\sigma} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/a_2} \quad (15)$$

и принимает максимальное отклонение минус F при $a_1 = a_2$. В свою очередь мощность критерия

$$\frac{b_1}{\zeta} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/b_1} - \frac{b_2}{\zeta} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/b_2}, \quad (16)$$

где $b_i = \mu_{0i}$, $\zeta = b_1 - b_2$, имеет максимальную ошибку при $b_1 = b_2$, также равную минус F .

Однородность функций (15) и (16) и одинаковый модуль максимальной ошибки позволяют вывести простое правило приближенной оценки D_0 когда $m = 2$:

$$D_0 \sim \frac{b_1}{\zeta} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/b_1} - \frac{b_2}{\zeta} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/b_2} + \frac{a_2}{\sigma} \left(\frac{\sigma F}{a_1} \right)^{a_1/a_2}. \quad (17)$$

Ошибка оценки D_0 на основании (17) равна нулю при D_Δ , стремится к нулю с ростом $|\sigma|$ и имеет максимальное значение, когда $a_1 \sim a_2$.

Подстановка $a_i = \lambda_{0i}$, $b_i = \mu_{0i}$ в (17) и сравнение с $D_0 = 1 - Q(z_0)|_{a_i = \mu_i}$ когда z_0 рассчитывается методом численных приближений дает возможность определить, что максимальная ошибка оценки D_0 с помощью (17) соизмерима с F при $F = 10^{-7}, 10^{-1}$.

Разделимость ФР статистики (13) на две области $z < 0$ и $z \geq 0$ позволяет аналитически оценить порог $z = z_{\Delta 0}$ и получить точное решение для D_Δ :

$$D_\Delta = \begin{cases} 1 - \frac{b_1}{\zeta} \left(\frac{\sigma(F-1)}{a_1} \right)^{a_1/b_1}, & \text{при } |y| > 1 - 2F, \\ -\frac{b_2}{\zeta} \left(-\frac{\sigma F}{a_2} \right)^{a_2/b_2}, & \text{при } |y| \leq 1 - 2F. \end{cases}$$

На рис. 1 пунктирной линией показано семейство кривых D_0 – границы обнаружения флуктуирующего сигнала на фоне

флуктуирующей пассивной помехи при использовании весовой матрицы (1). Сплошной линией представлено семейство кривых D_{Δ} , где для весовой обработки применяется (5). Коэффициент корреляции флуктуирующего сигнала меняется от 0 до 0,9 с шагом 0,15. Критерий значимости $F = 10^{-1}$ и завышен для наглядности.

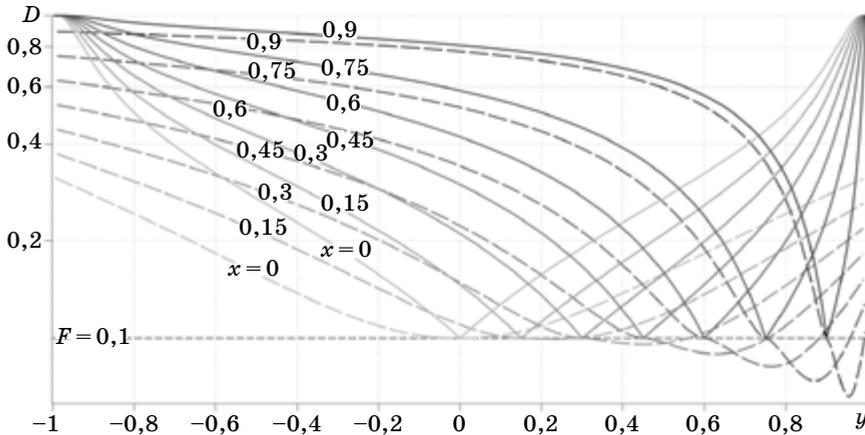


Рис. 1. Границы обнаружения флуктуирующего сигнала

Fig. 1. A fluctuating signal detection limits

Анализ кривых семейства D_0 показывает, что при $x < y$ использование весовой матрицы (1) для обнаружения флуктуирующей распределенной или малоразмерной цели приводит к случаям, когда $D_0 < F$. Граница этой области определяется решением уравнения $\lambda_{01} + \lambda_{02} = \mu_{01} + \mu_{02}$ относительно x . Искомая область ограничена линиями $x = y$ и

$$x = \frac{3 - y^2 - \sqrt{y^4 - 10y^2 + 9}}{2y}$$

и ее приведенная площадь равна $3\ln 3/4 - \ln 2$, что немногим более 13 %.

В свою очередь разностный алгоритм не допускает, чтобы D_{Δ} было меньше F . Мощности критерия равны при $x = y$, в остальных случаях $D_{\Delta} > D_0$.

При сильно коррелированной помехе и конечном F обеспечивается надежное обнаружение распределенного или малоразмерного флуктуирующего сигнала независимо от коэффициента корреляции его основных компонент.

Следует отметить, что разностный алгоритм оказывается наиболее эффективным, когда $x < y$, т. е. когда помеха обладает лучшими маскирующими свойствами по отношению к обнаруживаемому сигналу.

Если $x = 0$ – полностью некоррелированные координаты вектора обнаруживаемого сигнала (векторный белый гауссовский шум), мощность критерия в обоих случаях является четной функцией.

В целом показатели обнаружения всегда лучше, если корреляционные свойства координат векторов помехи и сигнала состоят в противофазе.

На рис. 2 показаны усредненные показатели эффективности вычитающего алгоритма для различных наиболее применяемых на практике значений критерия значимости. Выигрыш в среднем значении обозначен p , в среднеквадратическом – q . Пунктирной линией представлены результаты расчета, когда z_0 получается методом численных приближений. Таким образом, оценка эффективности разностного алгоритма, полученная с использованием (17), оказалась немного завышенной, однако ошибка оценки не превысила 1 %.

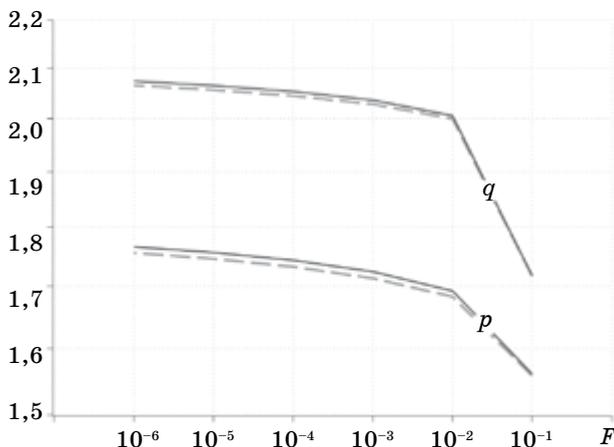


Рис. 2. Показатели эффективности вычитающего алгоритма

Fig. 2. A method of subtract efficiency

Кривые рис. 2 показывают, что обнаружение векторного сигнала с использованием весовой обработки на основе (5) вместо (1) при заданных условиях решаемой задачи эффективнее в среднем на 70 %, а в среднеквадратическом – примерно в два раза.

3. Заключение

1. В задаче обнаружения слабоконтрастных распределенных или малоразмерных объектов поляриметрическим радиолокатором за одно наблюдение вычитающий алгоритм эффективнее по сравнению с алгоритмом обнаружения флуктуирующих сос-

редоточенных целей на фоне флуктуирующей пассивной помехи и наиболее полезен, когда помеха обладает лучшими маскирующими свойствами по отношению к обнаруживаемому сигналу.

2. Оценка эффективности разностного алгоритма, полученная на основе приближенной оценки вероятности обнаружения малоразмерного или распределенного флуктуирующего сигнала на фоне флуктуирующей пассивной помехи может считаться состоятельной.

3. Смещенность полученной оценки принимает максимальное значение в окрестности равных значений коэффициентов корреляции основных компонентов вектора рассеяния флуктуирующего сигнала и флуктуирующей пассивной помехи и соизмерима с критерием значимости.

Список литературы

1. Коберниченко В. Г. (ред.) *Радиоэлектронные системы дистанционного зондирования Земли*. Екатеринбург: УрФУ; 2016.
2. Школьный Л. А. (ред.) *Радиолокационные системы воздушной разведки, дешифрирование радиолокационных изображений*. М.: ВВИА им. проф. Н. Е. Жуковского, 2008.
3. Киселев А. З. *Теория радиолокационного обнаружения на основе использования векторов рассеяния целей*. М.: Радио и связь; 2002.
4. Детков А. Н., Ницак Д. А. Границы эффективности обнаружения квазистабильных малоразмерных целей на фоне подстилающей поверхности поляриметрической РСА. *Радиотехника*. 2008;(6):5–15.
5. Детков А. Н., Никоненко А. В., Ницак Д. А. Обнаружение флуктуирующих малоразмерных целей на фоне флуктуирующей пассивной помехи по наблюдениям поляриметрической РСА. В: *Радиолокация и радиосвязь: доклады 8-й Всероссийской научно-технической конференции, Москва, 24–26 ноября 2014 г.* М.: ИРЭ им. В.А. Котельникова РАН; 2014. С. 251–255.
6. Детков А. Н., Никоненко А. В., Ницак Д. А. Поляриметрическая РСА в режиме сегментации радиолокационных изображений. В: *Академические Жуковские чтения: сб. науч. ст. по материалам 2-й Всерос. науч.-практ. конф. 25–27 ноября 2014 г.* Воронеж: ВУНЦ ВВС; 2015. С. 82–87.
7. Детков А. Н., Ницак Д. А. Применение оценки контраста Майкельсона для повышения качества сегментации радиолокационных изображений поляриметрической РСА. В: *РТИ Системы ВКО – 2017: 5-й Всерос. науч.-тех. конф. Труды конференции*. М.: РТИ им. А. Л. Минтца; 2017. С. 331–338.

References

1. Kobernichenko V. G. (ed.) *Earth remote sensing radio electronic systems*. Ekaterinburg: The Urals Federal University; 2016. (In Russ.)

2. Shkolny L. A. *Radar air reconnaissance systems and radar image decoding*. Moscow: Air Force Engineering Academy named after Professor N. E. Zhukovsky; 2008. (In Russ.)

3. Kiselyov A. Z. *The radar detection theory based on targets scattering vectors*. Moscow: Radio engineering; 2002. (In Russ.)

4. Detkov A. N., Nitsak D. A. The polarimetric SAR images detection efficiency limits of quasi-stable radar resolution comparable target on passive clutter. *Radiotekhnika = Radioengineering*. 2008;(6):5–15. (In Russ.)

5. Detkov A. N., Nikonenko A. V., Nitsak D. A. The fluctuating radar resolution comparable target on passive clutter detection based on polarimetric SAR images. In: *The reports of the 8 All-Russian sci-tech conference «Radio location and communication», Moscow, 2014, November 24–26*. Moscow: The radio electronic institute named after V. A. Kotelnikov of the Academy of Sciences; 2014, pp. 251–255. (In Russ.)

6. Detkov A. N., Nikonenko A. V., Nitsak D. A. The polarimetric SAR in the image radar segmentation mode. In: *The materials of the second sci-tech conference «An Academic reading consecrated to the memory of N. E. Joukowski» 2014. November 25–27*. Voronezh: MESCS; 2015, pp. 82–87. (In Russ.)

7. Detkov A. N., Nitsak D. A. The application of the Michelson Contrast Assessment to improve the quality of segmentation of radar images of the PolSAR. In: *5 All-Russian scientific-and-technological conference «RTI Aerospace defence – 2017». Works of the conference*. Moscow: Academician A. L. Mints Radiotechnical Institute; 2017, pp. 331–338. (In Russ.)

Информация об авторе

Ницак Дмитрий Анатольевич – кандидат технических наук, научный работник Военно-воздушной академии имени профессора Н. Е. Жуковского и Ю. А. Гагарина (394064, Россия, г. Воронеж, ул. Старых Большевиков, 54А); e-mail: dima_nitsak@mail.ru

Information about the author

Dmitry A. Nitsak – Candidate of Technical Sciences, Research Scientist, Air Force Academy named after Professor N. E. Zhukovsky and Y. A. Gagarin» (54A Starykh Bolshevikiv St., 394064, Voronezh, Russia); e-mail: dima_nitsak@mail.ru

Поступила / Received: 24.01.2019

Принята в печать / Accepted: 14.03.2019