

**РАДИОТЕХНИЧЕСКИЕ СРЕДСТВА ПЕРЕДАЧИ,
ПРИЕМА И ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ**
**RADIO ELECTRONIC FACILITIES FOR SIGNAL
TRANSMISSION, RECEPTION AND PROCESSING**

<https://doi.org/10.32603/1993-8985-2019-22-1-5-16>

УДК 621.396.96

Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев

АО "Российский институт радионавигации и времени"
пр. Обуховской Обороны, д.120, лит. ЕЦ, Санкт-Петербург, 192012, Россия

В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур✉

Санкт-Петербургский государственный электротехнический
университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина)
ул. Профессора Попова, д. 5, Санкт-Петербург, 197376, Россия

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ ЭХОСИГНАЛА СПУТНИКОВОГО ВЫСОТОМЕРА МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ПОДГОНКИ НА СТАДИИ ДООБРАБОТКИ

Аннотация. Спутниковым радиовысотомерам принадлежит ключевая роль во многих миссиях дистанционного зондирования Земли из космоса. Данные, поставляемые ими, используются при решении разнообразных фундаментальных и прикладных задач геофизики, океанографии, метеорологии и др. В современных измерительных комплексах обработка данных спутникового альтиметра осуществляется в несколько этапов. Одним из них является наземная дообработка переданной с космического аппарата информации. В настоящей статье исследуются алгоритмы оценки альтиметрических параметров в ходе дообработки данных спутникового высотомера наземным комплексом. Основной задачей петли автопробуждения по времени высотомера на борту космического носителя является надежное удержание принимаемого эхосигнала в следящем окне. Уточненные оценки информационных параметров вырабатываются в наземном сегменте, куда данные с борта космического аппарата сбрасываются по телеметрической линии. Дообработка данных может осуществляться как без опоры на физическую модель эхосигнала, так и с учетом механизма формирования отклика подстилающей поверхности на зондирующий сигнал. В последнем случае существенно повышается достоверность результатов измерения. В статье по основу принята физическая модель отраженного эхосигнала, близкая к классической модели Брауна, синтезированы алгоритмы статистической подгонки ее параметров под наблюдения, а также приведены результаты компьютерного моделирования процедур подгонки по максимуму правдоподобия (МП) и методу наименьших квадратов (МНК). Сопоставление данных моделирования с границами Крамера-Рао демонстрирует заметный проигрыш процедуры МНК по отношению к потенциалу, тогда как экспериментальная точность МП-подгонки практически совпадает с потенциальной.

Ключевые слова: спутниковый высотомер, эхосигнал, физическая модель, дообработка, подгонка, дискриминатор, оценка по максимуму правдоподобия, метод наименьших квадратов

Для цитирования: Оценка параметров эхосигнала спутникового высотомера методами статистической подгонки на стадии дообработки / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2019. Т. 22, № 1. С. 5–16. doi: 10.32603/1993-8985-2019-22-1-5-16

Dmitry S. Borovitsky, Alexander E. Zhesterev
JSC "Russian Institute of Radionavigation and Time"
120, Lt. EC5, Obukhovskoy Oborony pr., 192012, St. Petersburg, Russia
Valery P. Ipatov, Ruslan M. Mamchur
Saint Petersburg Electrotechnical University "LETI"
5, Professor Popov Str., 197376, St. Petersburg, Russia

ESTIMATION OF SATELLITE ALTIMETER ECHO-SIGNAL PARAMETERS BY STATISTICAL FITTING METHODS IN THE COURSE OF RETRACKING

Abstract. *Satellite radar altimeters play a key role in numerous space missions for the remote Earth sensing. The data they provide are used in solving various fundamental and applied problems of geophysics, oceanography, meteorology, etc. In many modern measuring systems the altimeter data is processed in several stages. One of them is the ground-based retracking of the information streamed from the spacecraft. The goal of this work is to study altimeter parameter estimators in the course of the satellite altimeter data retracking by ground-based complex. The main task of delay-lock loop onboard a satellite carrier is a reliable keeping of received echo-signal within the tracking window. More accurate estimates of information parameters are worked out by the ground segment where data from the satellite is delivered via telemetry. Retracking can be performed either without using any physical echo model, or relying on some mechanism under generation of response of an illuminated surface to the probing signal. In the latter case, the measuring results become more trustworthy. The paper deliberations are based on the model close to the classical Brown's one, they include algorithms of its parameters statistical fitting to the observation and computer simulation of fitting according to the maximal likelihood (ML) and the least squares (LS) methods. The results obtained are compared to the potential attainable and show that while LS fitting yields noticeably to the potential, experimental accuracy of ML-fitting practically coincides with the potential one.*

Key words: satellite altimeter, echo-signal, physical model, retracking, fitting, discriminator, maximum likelihood estimate, least squares estimate

For citation: Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. Estimation of Satellite Altimeter Echo-Signal Parameters by Statistical Fitting Methods in the Course of Retracking. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2019, vol. 22, no. 1, pp. 5-16. doi: 10.32603/1993-8985-2019-22-1-5-16 (In Russian)

Введение. Спутниковый радиовысотометр (альтиметр) – важная часть современных комплексов дистанционного зондирования и мониторинга Земли из космоса. В основе его работы лежит традиционный принцип импульсной радиолокации, состоящий в извлечении информации о расстоянии до подстилающей поверхности из запаздывания отраженного импульса относительно излучаемого. По характеристикам принимаемого эхосигнала высотометр также может определить степень взволнованности исследуемой морской поверхности и ряд других параметров. Получаемые с высотометра данные могут быть использованы для решения широкого перечня задач: геофизических, океанографических, экологических и др. [1], [2].

Обработка включает в себя 3 этапа [1], [2]:

– первичную обработку на борту космического аппарата (КА), в рамках которой происходит слежение за запаздыванием и уровнем принимаемого эхосигнала;

– дообработку в наземном комплексе с целью максимального уточнения предварительных оценок

альтиметрических параметров с использованием различных процедур фильтрации/сглаживания;

– постобработку, в задачи которой входит учет совокупности физических факторов, которые могут влиять на достоверность результатов измерений.

В настоящей статье исследованы вопросы оценки информационных параметров эхосигнала на этапе дообработки. Элемент, вырабатывающий подобные оценки для нескольких параметров, назовем многомерным дискриминатором. В англоязычных публикациях по спутниковой альтиметрии за элементом такого рода и соответствующей процедурой закрепились термины *retracker* и *retracking*, не имеющие пока столь же краткого русского эквивалента.

Примем во внимание, что КА передает в наземный комплекс в сигнале телеметрии усредненные за десятки или сотни зондирований реализации принятых эхосигналов (усредненные эхосигналы). Последовательность таких усредненных эхосигналов (по терминологии [3] – профилей) и служит исходными наблюдениями при дообработке. В рамках задачи статистической

подгонки параметры детерминированной функции времени подбираются с целью достижения ее максимального сходства с последовательностью наблюдаемых отсчетов. В принципе подгоняемая кривая может выбираться лишь из соображений визуального сходства с наблюдаемым эхосигналом и не отражать реальной природы последнего. В [4] авторами настоящей статьи исследованы алгоритмы дообработки на базе так называемых робастных дискриминаторов, не опирающихся на какую-либо физическую модель эхосигнала высотомера. Однако очевидно, что увязка модельной кривой с известным механизмом формирования отклика исследуемой поверхности на зондирующий сигнал существенно повышает степень доверия к результатам подгонки. В связи с этим в настоящей статье исследуется вопрос дискриминирования на базе физической модели отраженного сигнала спутникового высотомера.

Физическая модель эхосигнала спутникового высотомера. Все применяемые модели усредненного эхосигнала (профиля мощности) в той или иной мере опираются на допущение о том, что он представляет собой суперпозицию откликов независимых элементарных зеркальных отражателей в пределах засвечиваемого антенной пятна [3]. Одной из исторически первых и наиболее часто упоминаемых является модель Брауна [1]–[3], [5], [6] и др.:

$$P_T(t) = A_1 \begin{cases} \exp\left(-\frac{4}{\gamma} \sin^2 \xi\right) F\left(\frac{t}{\sigma_c}\right), & t < 0, \\ \exp\left(-\frac{4}{\gamma} \sin^2 \xi - \frac{4ct}{\gamma h} \cos 2\xi\right) \times \\ \times I_0\left(\frac{4}{\gamma} \sqrt{\frac{ct}{h}} \sin 2\xi\right) F\left(\frac{t}{\sigma_c}\right), & t \geq 0, \end{cases} \quad (1)$$

где A_1 – масштабный коэффициент, не влияющий на форму усредненного эхосигнала; $\gamma = \theta_0^2 / (2 \ln 2)$ – показатель остроты луча диаграммы направленности антенны в гауссовском приближении; ξ – угловое отклонение луча антенны от направления в надир; $F(\cdot)$ – интеграл вероятности; $\sigma_c = \sqrt{\sigma_p^2 + (2\sigma_z/c)^2}$; c – скорость света; h – высота орбиты КА; $I_0(\cdot)$ – модифицированная функция Бесселя нулевого порядка, причем θ_0 – ширина луча антенны по уровню половинной мощности; $\sigma_p \approx 0.425\Delta_0$ (Δ_0 – длительность гауссовского эквивалента сжатого зондирующего

импульса по уровню половинной мощности); σ_z – среднеквадратическое отклонение (СКО) возвышения за счет волнения водной поверхности. Время t отсчитывается от момента $2h/c$.

При получении выражения (1) в [5] использовалось приближение операции свертки, корректность которого неочевидна. Кроме того, не вполне удобно сшивание двух временных отрезков кривой (1). Поэтому в [3], [7] предложен альтернативный вариант модели, справедливый для антенны высотомера с узким лучом ($\theta_0 < 1^\circ$) и малых отклонений луча от вертикали ($\xi < \theta_0/6$). Полученная при этом модель в отсутствие волнения ($\sigma_z = 0$) имеет вид

$$P_{T0}(t) = A_2 F\left[2\sqrt{\beta}\left(t - \frac{\alpha\eta}{4\beta}\right)\right] \exp\left[-\alpha\eta\left(t - \frac{\alpha\eta}{8\beta}\right)\right], \quad (2)$$

где нулевой индекс у $P_{T0}(t)$ отражает факт отсутствия волнения; A_2 – масштабный коэффициент; $\beta = (2 \ln 2) / \Delta_0^2$ – показатель скорости убывания колокольного импульса; $\alpha = 4c/(\gamma h)$; $\eta = 1 - 4\xi^2/\gamma$.

Отметим, что множитель $\exp(-4\xi^2/\gamma)$ в (2) отброшен, так как в актуальной области переменных он практически не отличается от единицы (при $\xi < 0.2^\circ$, $\theta_0 = 0.6^\circ$ $1 - \exp(-4\xi^2/\gamma) < 10^{-8}$).

Некоторое расширение зоны действительности (2) по отклонению от вертикали достигается приближением второго порядка для функции Бесселя [8] в ходе вывода этого равенства, что модифицирует модельную кривую как

$$P_{T0}(t) = A_2 \left\{ 2F\left\{2\sqrt{\beta}\left[t - \alpha\eta_1/(4\beta)\right]\right\} \times \right. \\ \times \exp\left\{-\alpha\eta_1\left[t - \alpha\eta_1/(8\beta)\right]\right\} - \\ \left. - F\left\{2\sqrt{\beta}\left[t - \alpha/(4\beta)\right]\right\} \exp\left\{-\alpha\left[t - \alpha/(8\beta)\right]\right\} \right\}, \quad (3)$$

где $\eta_1 = 1 - 2\xi^2/\gamma$. При отклонении луча от вертикали $\xi = 0.2^\circ$ какие-либо отличия в поведении профилей, рассчитанных согласно (1) и (3), отсутствуют [3]. Даже при увеличении ξ до 0.25° разница между этими кривыми минимальна.

Переход от (2), (3) к соотношениям, учитывающим волнение водной поверхности, осуществляется с помощью свертки $P_{T0}(t)$ с плотностью вероятности $W_z(z)$ возвышения волны z относительно среднего уровня [2], [5]–[7], [9], [10]:

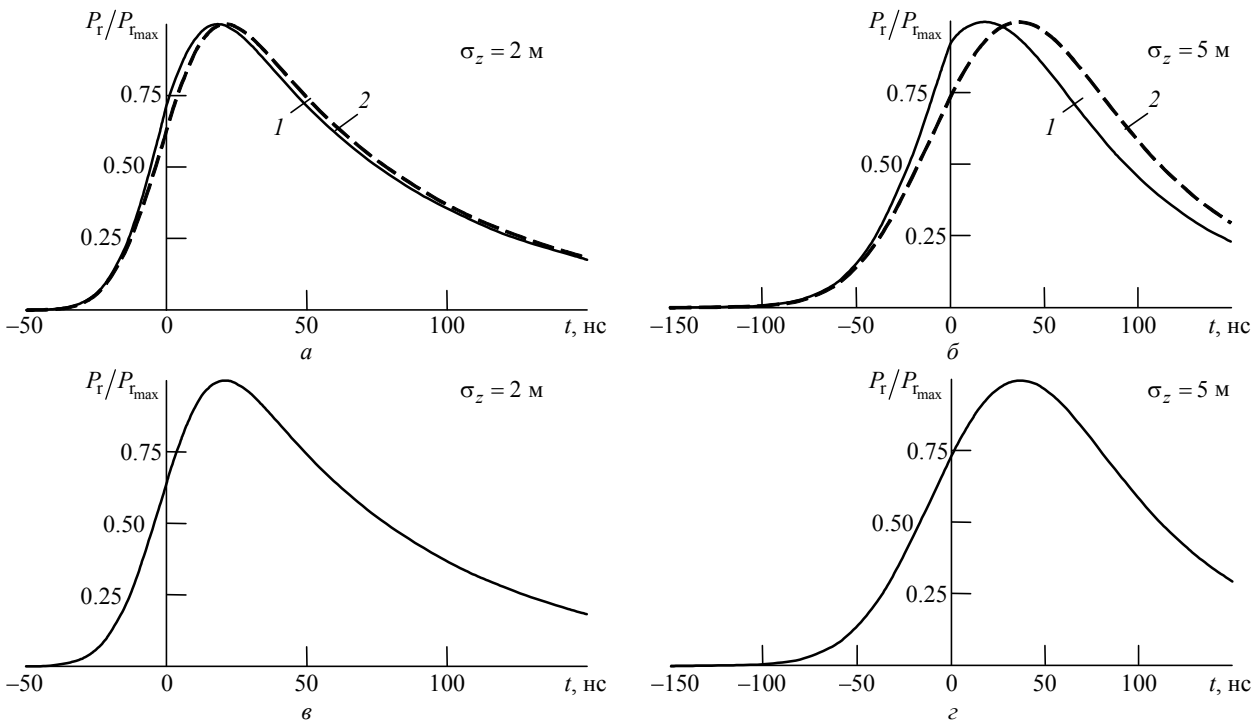


Рис. 1. Усредненные профили мощности при разной степени волнения моря
Fig. 1. Average Power Profiles under Different Sea Waves

$$P_r(t) = \frac{c}{2} \int_{-\infty}^{\infty} W_z\left(\frac{cu}{2}\right) P_{r0}(t-u) du, \quad (4)$$

где $u = 2z/c$.

Простейшим из принятых в литературе приближений плотности вероятности $W_z(z)$ является гауссовское. При этом, как показано в [3], для колокольного зондирующего импульса операция (4) эквивалентна его растяжению по времени, так что вычисление среднего профиля мощности сводится к подстановке в (2), (3) вместо β измененной величины:

$$\beta_1 = \frac{\beta}{1 + 16\beta(\sigma_z/c)^2}. \quad (5)$$

При волнении водной поверхности между моделями Брауна (1) и (2), (3) (при подстановке в последние (5)) обнаруживается расхождение, проиллюстрированное кривыми на рис. 1, а, б (кривые 1 соответствуют модели Брауна, кривые 2 – модели (2), (3)), построенными для следующих исходных данных: $h = 1000$ км, $\theta_0 = 0.6^\circ$, $\Delta_0 \approx 1/W$ (ширина спектра зондирующего импульса $W = 320$ МГц), $\xi = 0^\circ$, $\sigma_z = 2$ м (рис. 1, а); 5 м (рис. 1, б). Как следует из рисунков, указанное расхождение возрастает по мере роста σ_z . Наблюдаемый сдвиг энора модели Брауна 1 вле-

во приводит к смещению оценки запаздывания, подлежащему компенсации при калибровке. Причина сдвига, по мнению авторов настоящей статьи, кроется в довольно грубом приближении, использованном в [5] при вычислении свертки (4), предполагающем ширину плотности вероятности $W_z(z)$ малой по сравнению с интервалом существенных вариаций второго операнда в (4). В подтверждение этому на рис. 1, в и г приведены графики для прежних значений σ_z , рассчитанные для модели Брауна с усреднением согласно (4) при использовании в качестве $P_{r0}(t)$ зависимости (1) при $\sigma_z = 0$ ($\sigma_c = \sigma_p$). Как видно, теперь кривые для модели Брауна полностью совпадают с таковыми для модели (2), (3) с учетом модификации (5) параметра β .

Как итог для подгонки измеряемых параметров под наблюдения были отобраны модели эхосигнала (2), (3).

Синтез многомерного дискриминатора. Обратимся теперь к практическим механизмам статистической подгонки модельной кривой под отсчеты усредненного по N зондированиям эхосигнала в следящем окне. Асимптотически (при большом превышении сигнала над шумом) оптимальной стратегией подгонки является метод максимума правдоподобия (ММП). В [3], [11], [12] показано, что в рамках допущения независимости сигналь-

ных отсчетов достаточная статистика для оценивания альтиметрических параметров имеет вид

$$Z(\Lambda) = \frac{1}{2\sigma_n^2} \sum_{k=1}^N \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \frac{q\varphi(i\delta; \Lambda) y_k^2(i\delta)}{1 + q\varphi(i\delta; \Lambda)} - N \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \ln[1 + q\varphi(i\delta; \Lambda)], \quad (6)$$

где σ_n^2 – мощность аддитивного шума; n_c – число отсчетов в пределах следящего окна, полагаемое четным; q – отношение "сигнал/шум" по мощности; $\varphi(t; \Lambda)$ – нормированная к максимальному значению модельная кривая, задаваемая вектором измеряемых параметров Λ ; $y_k(t)$ – огибающая наблюдаемой смеси эхосигнала с шумом на k -м зондировании ($k = \overline{1, N}$); δ – интервал дискретизации. В вектор Λ включены любые измеряемые параметры, кроме параметра q , учтенного в (6) отдельно. Таким образом, ММП-оценка предполагает подстановку в (6) наблюдаемых отсчетов и максимизацию полученной функции $Z(\Lambda)$ по Λ и q . Последний параметр часто включают в число измеряемых, поскольку он зависит от удельной площади рассеяния исследуемого участка, несущей важную океанографическую и геофизическую информацию.

Заметим, что $u_i(\Lambda) = 1 + q\varphi(i\delta; \Lambda)$ есть не что иное, как i -й отсчет предвычисленной усредненной кривой мощности зашумленного эхосигнала в зависимости от параметра Λ после нормировки к среднему значению протектированного шума $P_n = 2\sigma_n^2$. Введем аналогичную нормировку для накопленных за N зондирований наблюдений:

$$\hat{u}_i = \frac{1}{2N\sigma_n^2} \sum_{k=1}^N y_k^2(i\delta, \Lambda), \quad i = -\frac{n_c}{2} + 1, \frac{n_c}{2}. \quad (7)$$

Добавив и вычтя единицу в числителе в первой сумме (6), после отбрасывания слагаемого, не зависящего от измеряемых параметров, приходим к достаточной статистике:

$$Z(\Lambda) = -N \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\hat{u}_i}{u_i(\Lambda)} + \ln u_i(\Lambda) \right]. \quad (8)$$

Максимизация (8) по Λ , q может быть выполнена с использованием стандартных процедур

поиска экстремума функций многих переменных, к примеру, алгоритма наискорейшего спуска. При этом из-за нелинейности целевой функции относительно компонент Λ возникает проблема локализации ее глобального максимума на фоне побочных. При достаточно компактной области начальной неопределенности значений Λ , q возможен и переборный поиск ММП-оценки. Так, при начальной неопределенности в 3 нс, 2 м и 2 дБ по задержке, значимой высоте волны и уровню сигнала относительно шума соответственно для сужения зоны неопределенности по каждому из этих параметров на 2 порядка потребуется перебор на сетке, содержащей 10^6 узлов. Реализация сопутствующих этому вычислительных процедур в режиме камеральной дообработки вполне осуществима.

Полезное приближение достаточной статистики можно получить, прибегнув к гауссовской аппроксимации переменных (7), оправданной при $N \gg 1$. Слагаемое $v_i = y_k^2(i\delta; \Lambda)$ в (7) подчиняется экспоненциальному распределению:

$$W(v_i) = \begin{cases} \lambda \exp(-\lambda v_i), & v_i \geq 0, \\ 0, & v_i < 0 \end{cases}$$

с математическим ожиданием $\bar{v}_i = 1/\lambda = 2\sigma_n^2 u_i(\Lambda)$ и дисперсией $\lambda^{-2} = 4\sigma_n^4 u_i^2(\Lambda)$ [13], так что среднее и дисперсия переменной (7) равны $u_i(\Lambda)$ и $u_i^2(\Lambda)/N$ соответственно. Пусть $\hat{\mathbf{u}}$ – n_c -мерный вектор наблюдений (7). Тогда функция правдоподобия $W(\hat{\mathbf{u}}|\Lambda)$ относительно параметра Λ в гауссовском приближении запишется как

$$W(\hat{\mathbf{u}}|\Lambda) = \prod_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \frac{1}{\sqrt{2\pi/N} u_i(\Lambda)} \exp \left\{ -\frac{[\hat{u}_i - u_i(\Lambda)]^2 N}{2u_i^2(\Lambda)} \right\}.$$

Логарифмирование последнего равенства и отбрасывание членов, не зависящих от варьируемого параметра Λ , приводит к достаточной статистике:

$$\chi^2(\Lambda) = \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left\{ \frac{[\hat{u}_i - u_i(\Lambda)]^2}{u_i^2(\Lambda)} + \frac{2}{N} \ln u_i(\Lambda) \right\}, \quad (9)$$

минимизация которой по Λ , q и даст искомую ММП-оценку измеряемых параметров. Зависимость

второго слагаемого в фигурных скобках от Λ , q очевидно слабее, чем первого, поэтому в первом приближении его можно не учитывать в ходе минимизации (9), что упростит последнее выражение до вида

$$\begin{aligned}\chi^2(\Lambda) &\approx \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\hat{u}_i - u_i(\Lambda)}{u_i(\Lambda)} \right]^2 = \\ &= \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\hat{u}_i}{u_i(\Lambda)} - 1 \right]^2.\end{aligned}\quad (10)$$

Таким образом, процедура оценивания альтиметрических параметров свелась к применению взвешенного МНК [1], [8], [14]–[17]. Веса $w_i = 1/u_i(\Lambda)$, участвующие в формировании метрики (10), выравнивают наблюдаемые отсчеты по уровню флуктуаций эхосигнала.

Хотя в рамках допущения $N \gg 1$ статистика (10) достаточна для получения ММП-оценки, во многих публикациях предпочтение отдается невзвешенному МНК, предполагающему минимизацию по Λ квадрата евклидова расстояния

$$\chi^2(\Lambda) \approx \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} [\hat{u}_i - u_i(\Lambda)]^2.\quad (11)$$

Задача минимизации нелинейных метрик (10) и (11) может решаться на основе обычной итерационной процедуры Ньютона. Ограничимся далее невзвешенным МНК, признанным предпочтительным в ряде работ [1], [8], [16]. Соответствующие результаты переносятся на взвешенный вариант без особого труда. Если $\hat{\Lambda}_m$ – оценка параметра Λ на m -й итерации, результат следующей выразится равенством [1], [8], [16]:

$$\hat{\Lambda}_{m+1} = \hat{\Lambda}_m - g(G_m^T G_m)^{-1} G_m^T (\hat{\mathbf{u}} - G_m \hat{\Lambda}_m),$$

где $0 < g < 1$ – коэффициент усиления; G_m – матрица частных производных функции $u_i(\Lambda)$ по измеряемым параметрам на m -й итерации, т. е. в точке $\Lambda = \hat{\Lambda}_m$; "–1" и "Т" – символы обращения и транспонирования матриц соответственно. Матрица G_m , часто именуемая градиентной, имеет размер $n_c \times n_\lambda$, где n_λ – число оцениваемых по наблюдениям величин.

Пусть измерению подлежат 3 параметра: задержка τ эхосигнала, значимая высота волны (SWH) H_w и отношение "сигнал/шум" q . При замене зондирующего сигнала эквивалентным

колокольным и гауссовском приближении плотности вероятности возвышения волны измерение параметра $H_w \approx 4\sigma_z$ сведется к измерению параметра β , определяющего длительность "растянутого" морским волнением зондирующего импульса [3], [7]. Будем ориентироваться на версию (2) модели усредненного эхосигнала, относящуюся по терминологии [8], [16] к брауновским моделям первого порядка. Одновременное измерение уровня сигнала и отклонения ξ антенной оси от вертикали в рамках подобной модели практически не реализуемо, в связи с чем ранее вторая из названных величин и исключена из состава измеряемых. Указанную трудность в ряде работ [1], [8], [14], [16] предлагается обходить за счет извлечения информации о значении ξ из данных параллельных систем с тем, чтобы далее трактовать параметр ξ в (2) как априори известный. Альтернативный путь, исследовавшийся в [8], [16], состоит в переходе к модели эхосигнала второго порядка (типа (3)), снижающей корреляцию оценок антенного отклонения и уровня сигнала. Поскольку, однако, действенность этого подхода убедительно не подтверждена, будем придерживаться варианта доступности "сторонних" данных о значении ξ . Модельная функция (2) после нормировки примет вид:

$$\begin{aligned}\varphi(t; \Lambda) &= \\ &= F \{ 2\sqrt{\beta} [t - \alpha\eta / (4\beta)] \} \exp \{ -\alpha\eta [t - \alpha\eta / (8\beta)] \} / D,\end{aligned}$$

где

$$\begin{aligned}D &= \max_t \left(F \{ 2\sqrt{\beta} [t - \alpha\eta / (4\beta)] \} \times \right. \\ &\quad \left. \times \exp \{ -\alpha\eta [t - \alpha\eta / (8\beta)] \} \right).\end{aligned}$$

С учетом изложенного $\Lambda = (\tau, \beta)^T$, и элементы $G_{i,j}^m$ градиентной матрицы G_m , имеющей размеры $n_c \times 3$, в случае $\xi = 0$ определяются равенствами [3]:

$$G_{i,1}^m = \left. \frac{\partial u_i(\Lambda)}{\partial q} \right|_{\Lambda = \hat{\Lambda}_m} = \varphi(i\delta; \hat{\Lambda}_m); \quad (12)$$

$$G_{i,2}^m = \hat{q}_m \left. \frac{\partial \varphi(i\delta - \tau; \Lambda)}{\partial \tau} \right|_{\Lambda = \hat{\Lambda}_m}; \quad (13)$$

$$G_{i,3}^m = \hat{q}_m \left. \frac{\partial \varphi(i\delta - \tau; \Lambda)}{\partial \beta} \right|_{\Lambda = \hat{\Lambda}_m}, \quad (14)$$

где $\hat{\Lambda}_m = (\hat{\tau}_m, \hat{\beta}_m)^T$; \hat{q}_m , $\hat{\tau}_m$ и $\hat{\beta}_m$ – оценки параметров q , τ и β соответственно, выработанные

по итогам m предшествующих итераций;
 $i = \overline{-n_c/2+1, n_c/2}$.

Дальнейшая аналитическая расшифровка (12)–(14) нецелесообразна в силу чрезвычайной громоздкости итоговых формул. Так как все расчеты возлагаются на компьютер, необходимые производные находятся численным путем.

Моделирование работы многомерного дискриминатора. Как уже отмечалось, подгонка на основе прямого перебора в режиме камеральной дообработки может оказаться вполне осуществимой в плане потребного вычислительного ресурса. Помимо этого ее неоспоримым достоинством является отсутствие рисков перепутывания глобального экстремума целевой функции с побочными и расходимости итераций. В популярных публикациях по дообработке альтиметрической информации [1], [8], [14]–[18] внимание сфокусировано на итерационной подгонке, тогда как переборные алгоритмы почти не упоминаются. В противовес этому, здесь моделированию дискриминаторов с переборной подгонкой отданы приоритетные позиции с целью демонстрации как высокой точности соответствующих процедур, так и их умеренных ресурсных затрат.

С точки зрения последнего фактора предпочтительным представляется невзвешенный алгоритм МНК (11). Начнем с его моделирования применительно к упрощенному сценарию, когда оценке подлежат лишь 2 параметра: время запаздывания эхосигнала τ (эквивалентно – высота КА над зондируемой поверхностью) и значимая высота волны H_w . В обоснование подобной суженной постановки можно напомнить, что оценка интенсивности сигнала часто выполняется с помощью отдельного контура авторегулировки усиления, а уровень шума можно оценить по участкам временной оси, заведомо свободным от эхосигнала. В компьютерных экспериментах были использованы следующие параметры: высота орбиты КА $h = 1000$ км, полоса сигнала $W = 300$ МГц, ширина луча антенны по уровню половинной мощности $\theta_0 = 0.6^\circ$, число зондирований $N = 100$. Экспериментальные результаты в виде диаграмм рассеяния оценок относительно истинных значений измеряемых параметров приведены на рис. 2 для ряда комбинаций истинных значений запаздывания и значимой высоты волны. При

построении всех диаграмм использовались одни и те же значения числа испытаний $N_t = 500$ и отношения "сигнал/шум" $q = 10$ дБ.

Рис. 2 позволяет видеть, что при $H_{w0} \geq 2$ м рассеяние оценок в достаточной мере симметрично относительно истинных значений измеряемых параметров τ_0 и H_{w0} (показаны ромбовидными белыми маркерами), указывая на отсутствие существенных смещений. Кроме того, флюктуации возвышения морской поверхности эквивалентны изменениям мгновенной высоты орбиты КА, что ожидаемо приведет к корреляции оценок запаздывания и значимой высоты волны. В приведенных диаграммах эта корреляция подтверждается поворотом области рассеяния по отношению к координатным осям.

Для сопоставления точности МНК-оценок с потенциально достижимой конкретизируем применительно к рассматриваемому двухпараметрическому случаю границу Крамера–Рао. В отличие от редакции последней в [3] откажемся от интегральных приближений элементов информационной матрицы Фишера, приняв за основу исходное дискретное представление логарифма функции правдоподобия (8). С точки зрения вычислительных затрат обе опции примерно равноценны, однако дискретное представление в точности согласуется с операциями реальной дообработки.

Для оцениваемых запаздывания τ и значимой высоты волны H_w усредненный логарифм функции правдоподобия определяется следующим образом:

$$\overline{Z(\tau, H_w)} = -N \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left\{ \frac{1 + q\varphi(i\delta; \tau_0, H_{w0})}{1 + q\varphi(i\delta; \tau, H_w)} + \ln[1 + q\varphi(i\delta; \tau, H_w)] \right\}.$$

Продифференцировав полученное выражение, для элементов 2×2 -матрицы Фишера Φ получим по аналогии с соответствующими интегральными равенствами из [3], [12]:

$$\Phi_{\tau\tau} = - \frac{\partial^2 \overline{Z(\tau, H_w)}}{\partial \tau^2} \Bigg|_{\substack{\tau=\tau_0 \\ H_w=H_{w0}}} = \\ = Nq^2 \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\frac{\partial \varphi(i\delta; \tau, H_{w0})}{\partial \tau} \Big|_{\tau=\tau_0}}{1 + q\varphi(i\delta; \tau_0, H_{w0})} \right]^2; \quad (15)$$

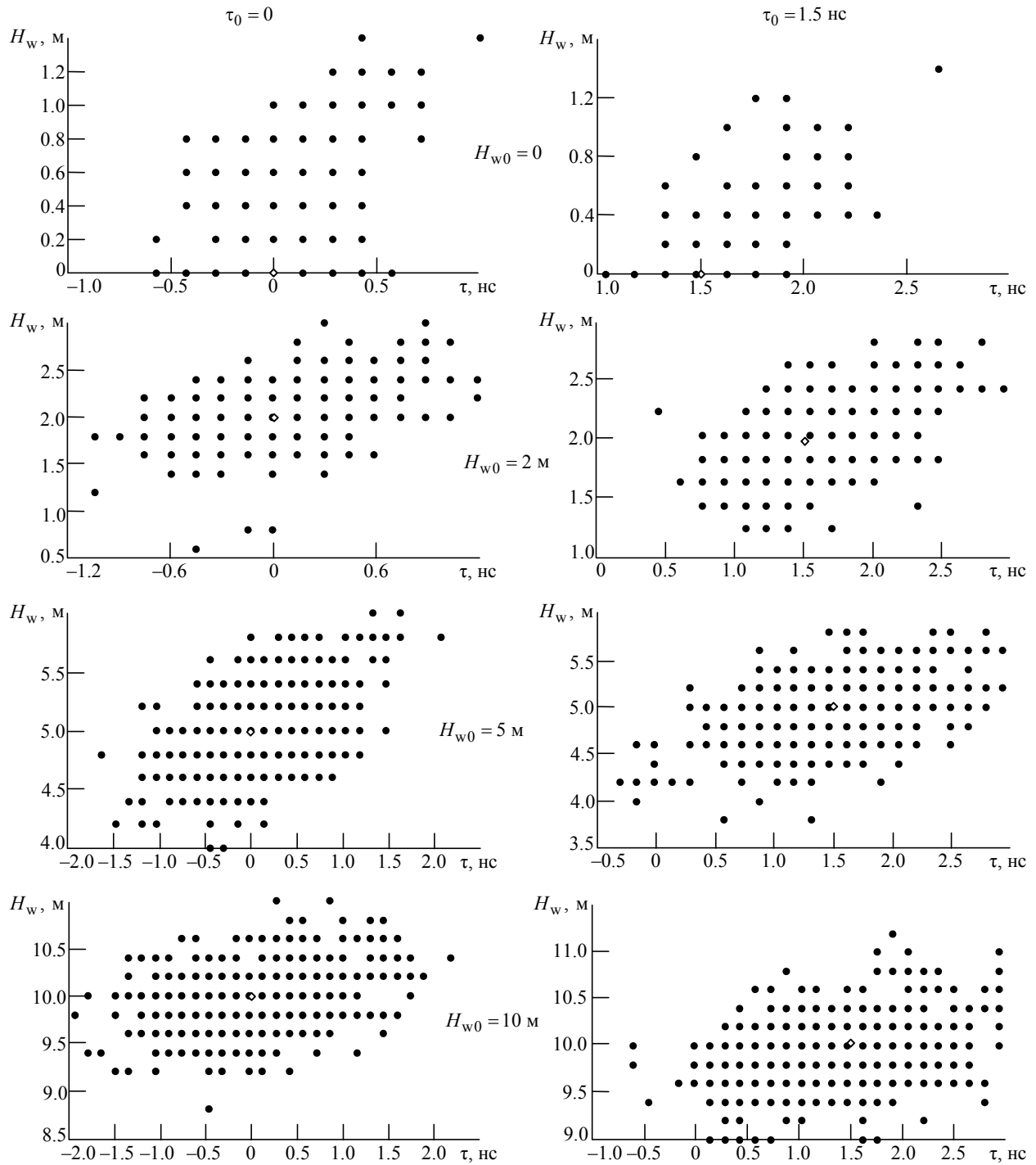


Рис. 2. Диаграммы рассеяния оценок
Fig. 2. Estimate Scatter Diagrams

$$\begin{aligned}
 \Phi_{HH} &= - \left. \frac{\partial^2 \overline{Z(\tau, H_w)}}{\partial H_w^2} \right|_{\substack{\tau=\tau_0 \\ H_w=H_{w0}}} = & \Phi_{\tau H} = \Phi_{H\tau} &= - \left. \frac{\partial^2 \overline{Z(\tau, H_w)}}{\partial \tau \partial H_w} \right|_{\substack{\tau=\tau_0 \\ H_w=H_{w0}}} = \\
 &= Nq^2 \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\left. \frac{\partial \varphi(i\delta; \tau_0, H_w)}{\partial H_w} \right|_{H_w=H_{w0}}}{1 + q\varphi(i\delta; \tau_0, H_{w0})} \right]^2; & (16) &= Nq^2 \sum_{i=-n_c/2+1}^{n_c/2} \left[\frac{\partial \varphi(i\delta; \tau, H_{w0})}{\partial \tau} \right]_{\tau=\tau_0} \times
 \end{aligned}$$

$$\left. \frac{\partial \varphi(i\delta; \tau_0, H_w)}{\partial H_w} \right|_{H_w=H_{w0}} \times \frac{1}{1 + q\varphi(i\delta; \tau_0, H_{w0})} \Bigg]^2 \quad (17)$$

Обратив матрицу Фишера

$$\Phi = \begin{bmatrix} \Phi_{\tau\tau} & \Phi_{\tau H} \\ \Phi_{H\tau} & \Phi_{HH} \end{bmatrix},$$

придем к матрице

$$\Phi^{-1} = C = \begin{bmatrix} C_{\tau\tau} & C_{\tau H} \\ C_{H\tau} & C_{HH} \end{bmatrix},$$

диагональные элементы которой

$$C_{\tau\tau} = \frac{\Phi_{HH}}{\Phi_{\tau\tau}\Phi_{HH} - \Phi_{\tau H}^2},$$

$$C_{HH} = \frac{\Phi_{\tau\tau}}{\Phi_{\tau\tau}\Phi_{HH} - \Phi_{\tau H}^2}$$

есть нижние границы дисперсий оценок запаздывания и высоты волны соответственно. Таким образом, искомые границы Крамера–Рао для СКО σ_τ , σ_H измеряемых параметров имеют вид:

$$\sigma_\tau \geq \sqrt{\frac{\Phi_{HH}}{\Phi_{\tau\tau}\Phi_{HH} - \Phi_{\tau H}^2}}; \quad (18)$$

$$\sigma_H \geq \sqrt{\frac{\Phi_{\tau\tau}}{\Phi_{\tau\tau}\Phi_{HH} - \Phi_{\tau H}^2}}. \quad (19)$$

Левые части оптимальных оценок (18), (19) асимптотически (при $q \gg 1$ или при стремящемся

к бесконечности объеме наблюдений) сходятся к правым, устанавливающим тем самым потенциально достижимые точности измерений τ и H_w .

Отметим, что для программирования процедуры расчета границ (18), (19) явные выражения производных в (15)–(17) неудобны в силу чрезвычайной громоздкости, поэтому эти производные находились численным методом.

В таблице приведены точностные показатели оценок по МНК и ММП в сравнении с границами Крамера–Рао (18), (19), полученные при прежних исходных данных ($h = 1000$ км, $W = 300$ МГц, $\theta_0 = 0.6^\circ$, $N = 100$, $q = 10$ дБ) для ряда значений значимой высоты волны H_{w0} .

Как можно видеть, проигрыш МНК-оценок запаздывания потенциально достижимым оценкам, выраженный через отношение соответствующих СКО, не превышает 33 %, тогда как аналогичная цифра для высоты волны составляет 45...97 %. Заметно лучше в этом плане ММП-оценки, формируемые согласно алгоритму (8), полученные одновременно с моделированием оценок МНК. СКО ММП-оценок измерения запаздывания отличаются от СКО потенциально достижимых оценок на единицы процентов, т. е. в пределах статистической погрешности, что неудивительно в свете асимптотической эффективности ММП-оценок [13], [19], [20]. Расхождение этих оценок с потенциальными для высоты волны несколько больше (до 20 %), однако и оно ни в коей мере не является критическим. Указанные соотношения графически представлены на рис. 3, где в

Сравнение результатов моделирования с потенциально достижимыми
Comparison of Simulation Results with the Potentially Achievable Ones

Параметр Parameter	Метод оценки Estimation Method	$H_{w0}, \text{ м}$ $H_{w0}, \text{ m}$							
		2	4	8	12	14	16	18	20
$\sigma_\tau, \text{ нс}$ $\sigma_\tau, \text{ ns}$	Граница Крамера–Рао Cramer–Rao Bound	0.305	0.462	0.556	0.635	0.640	0.675	0.705	0.714
	МНК Least Squares Method	0.396	0.489	0.608	0.757	0.820	0.896	0.919	0.951
	ММП Maximum Likelihood Method	0.318	0.420	0.524	0.612	0.634	0.665	0.674	0.692
$\sigma_H, \text{ см}$ $\sigma_H, \text{ cm}$	Граница Крамера–Рао Cramer–Rao Bound	15.5	24.0	25.7	28.5	27.6	29.0	30.3	30.0
	МНК Least Squares Method	30.5	35.3	38.8	41.9	42.7	43.8	43.9	43.8
	ММП Maximum Likelihood Method	18.4	20.0	26.1	26.7	28.2	28.2	29.4	29.6

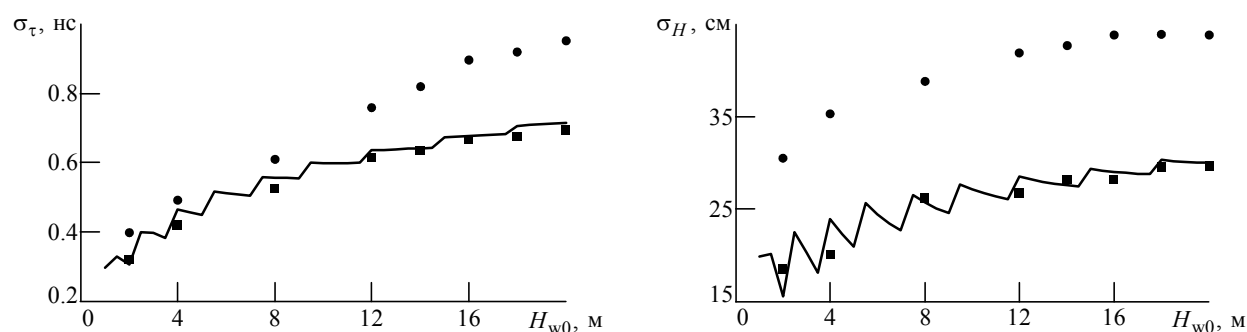


Рис. 3. СКО оценок

Fig. 3. Standard Deviation of Estimates

(line – Cramer–Rao; markers: circular – least square method, rectangular – maximum likelihood method)

функции от истинного значения значимой высоты волны сплошными линиями показаны СКО потенциально достижимых оценок, круглыми маркерами – СКО МНК-оценок, квадратными – СКО ММП-оценок (маркеры представляют результаты математического моделирования). Отметим, что ломаный характер графиков границ Крамера–Рао связан с дискретностью наблюдений. Дело в том, что информация о времени прихода эхосигнала и высоте волны содержится главным образом в положении и крутизне нарастающего фронта усредненного профиля мощности. При дискретизации с шагом, обратным ширине спектра сигнала (близким к длительности сжатого зондирующего импульса), участки большой крутизны фронта по мере роста высоты волны (растяжения фронта профиля эхосигнала) попеременно попадают то на отсчетные точки, то между ними, что и приводит к скачкообразному изменению рассматриваемых кривых.

В отношении потребляемого вычислительного ресурса переборные ММП-оценки и МНК-оценки практически равноценны, так что предпочтительность первых может показаться априори очевидной.

В то же время чувствительность этих методов к отклонениям реального эхосигнала от постулированной модели является фактором, заслуживающим отдельного исследования и способным повлиять на выбор того или иного метода. Компьютерное моделирование дало обнадеживающие ориентиры в плане требуемого вычислительного ресурса.

Закключение. В настоящей статье проанализированы многомерные дискриминаторы, осуществляющие подгонку параметров модифицированной модели Брауна эхосигнала под наблюдения. Синтезированы алгоритмы подгонки на основе ММП и МНК. Получены выражения границ Крамера–Рао для измеряемых параметров, используемые далее как эталон при компьютерном моделировании исследуемых процедур. В результате моделирования выявлен заметный проигрыш по точности МНК-оценок запаздывания и значимой высоты волны относительно потенциальных границ. В то же время, как показано, экспериментальные точностные показатели подгонки по ММП практически не отличаются от теоретически возможных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Coastal Altimetry / ed. by S. Vignudelli, A. G. Kostianoy, P. Cipollini, J. Benveniste. Berlin: Springer, 2011. 565 p.
2. Satellite Altimetry / D. B. Chelton, J. C. Ries, B. J. Haines et al. // Satellite Altimetry and Earth Sciences: a Handbook Of Techniques And Applications; ed. by L.-L. Fu and A. Cazenave. San Diego: Academic Press, 2001, P. 1–132.
3. Вопросы построения радиоинтерфейса спутникового высотомера / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур; под ред. В. П. Ипато-ва. СПб.: БХВ-Петербург, 2017. 192 с.
4. Исследование характеристик робастных дискриминаторов запаздывания спутникового высотомера / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2018. № 4. С. 13–23. doi: 10.32603/1993-8985-2018-21-4-13-23
5. Brown G. S. The Average Impulse Response of a Rough Surface and its Applications // IEEE Trans. on Ant. and Prop. 1977. Vol. AP-25, № 1. P. 67–74. doi: 10.1109/TAP.1977.1141536
6. Hayne G. S. Radar Altimeter Mean Return Waveforms from Near-Normal-Incidence Ocean Surface Scattering // IEEE Trans. on Ant. and Prop. 1980. Vol. AP-28, № 5. P. 687–692. doi: 10.1109/TAP.1980.1142398
7. Аналитическая модель эхосигнала спутникового высотомера / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2017. № 3. С. 39–45.
8. Improving the Jason-1 Ground Retracking to Better Account for Attitude Effects / L. Amarouche, P. Thibaut, O. Z. Zanife, J.-P. Dumont, P. Vincent, N. Steunou

// Marine Geodesy. 2004. Vol. 27, № 1–2. P. 171–197. doi: 10.1080/01490410490465210

9. Barrick D. E., Lipa B. J. Analysis and Interpretation of Altimeter Sea Echo // Advances in Geophysics. 1985. Vol. 27. P. 61–100. doi: 10.1016/S0065-2687(08)60403-3

10. Moore R. K., Williams C. S. Radar Terrain Return at near-Vertical Incidence // Proc. IRE. 1957. Vol. 45, № 2. P. 228–238. doi: 10.1109/JRPROC.1957.278394

11. Потенциальная точность измерения запаздывания отраженного сигнала космическим альтиметром / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2017. № 2. С. 5–11.

12. Потенциальная точность совместной оценки параметров радиовысотометром космического базирования / Д. С. Боровицкий, А. Е. Жестерев, В. П. Ипатов, Р. М. Мамчур // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2017. № 4. С. 33–41.

13. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь, 1982. 624 с.

14. The U.K. EODC ERS-1 altimeter oceans processing scheme / R. T. Tokmakian, P. G. Challenor, T. H. Guymier, M. A. Srokosz // Intern. J. of Remote Sensing.

1994. Vol. 15, № 4. P. 939–962. doi: 10.1080/01431169408954126

15. Challenor P. G., Srokosz M. A. The Extraction of Geophysical Parameters from Radar Altimeter Return from a Non-Linear Sea Surface // Mathematics in remote sensing / ed. by S. R. Brooks. Oxford: Clarendon Press, 1989. P. 257–268.

16. Comparison of the Ku-Band Range Noise Level and the Relative Sea-State Bias of the Jason-1, TOPEX, and Poseidon-1 Radar Altimeters / O. Z. Zanife, P. Vincent, L. Amarouche, J.-P. Dumont, P. Thibaut, S. Labroue // Marine Geodesy. 2003. Vol. 26, № 3–4. P. 201–238. (Special Issue: Jason-1 Calibration/Validation). doi: 10.1080/714044519

17. Sandwell D. T., Smith W. H. F. Retracking ERS-1 Altimeter Waveforms for Optimal Gravity Field Recovery // Geophys. J. Int. 2005. Vol. 163, № 1. P. 79–89. doi: 10.1111/j.1365-246X.2005.02724.x

18. Плешаков Д. И. Определение высоты спутника "ГЕО-ИК-2" над морской поверхностью // Альманах современной метрологии. 2015. № 3. С. 132–141.

19. Левин Б. П. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Радио и связь, 1989. 656 с.

20. Радиотехнические системы: учеб. для вузов / под ред. Ю. М. Казаринова. М.: Высш. шк., 1990. 496 с.

Статья поступила в редакцию 24 августа 2018 г.

Статья принята к публикации 11 февраля 2019 г.

Боровицкий Дмитрий Сергеевич – кандидат технических наук (2016), ведущий научный сотрудник АО "Российский институт радионавигации и времени" (Санкт-Петербург). Автор 25 научных публикаций. Сфера научных интересов – широкополосные системы радиолокации и радионавигации, теория сигналов. E-mail: dmitry_nepogodin@mail.ru

Жестерев Александр Евгеньевич – кандидат технических наук (1982), начальник отдела АО "Российский институт радионавигации и времени" (Санкт-Петербург). Автор 35 научных публикаций. Сфера научных интересов – радиолокация и радионавигация; теория связи. E-mail: zhesterev@mail.ru

Ипатов Валерий Павлович – доктор технических наук (1983), профессор (1985) кафедры радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Заслуженный деятель науки РФ (2001), почетный радист СССР (1983). Автор более 300 научных работ. Сфера научных интересов – радиоэлектронная системотехника; статистическая теория связи; широкополосные системы радиолокации, радионавигации и передачи данных; теория сигналов. E-mail: ival1941@yandex.ru

Мамчур Руслан Михайлович – магистр техники и технологий по направлению "Радиотехника" (2015), аспирант и ассистент кафедры радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Автор 15 научных публикаций. Сфера научных интересов – статистическая теория связи; широкополосные системы радиолокации, радионавигации и передачи данных; теория сигналов; техническая электродинамика. E-mail: ruslan.mamchur@mail.ru

REFERENCES

1. Coastal Altimetry; ed. by S. Vignudelli, A. G. Kostianoy, P. Cipollini, J. Benveniste. Berlin, Springer, 2011, 565 p.

2. Chelton D. B., Ries J. C., Haines B. J. Fu L. L., Callahan P. S. Satellite Altimetry. Satellite Altimetry and Earth Sciences: a Handbook of Techniques and Applications; ed. by L.-L. Fu and A. Cazenave. San Diego, Academic Press, 2001, pp. 1–132.

3. Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. *Voprosy postroeniya radiointerfeisa sputnikovogo vysotomera* [Problems of Satellite Altimeter Air

Interface Construction], ed. by V. P. Ipatov. SPb., *BKbV-Peterburg*, 2017, 192 p. (In Russian)

4. Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. Study of Robust TOA Discriminators for Space-Based Radar Altimeter. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2018, no. 4, pp. 13–23. doi: 10.32603/1993-8985-2018-21-4-13-23 (In Russian)

5. Brown G. S. The Average Impulse Response of a Rough Surface and its Applications. IEEE Trans. on An-

tennas and Propagation. 1977, vol. 25, no. 1, pp. 67–74. doi: 10.1109/TAP.1977.1141536

6. Hayne G. S. Radar Altimeter Mean Return Waveforms from Near-Normal-Incidence Ocean Surface Scattering. IEEE Trans. on Ant. and Prop. 1980, vol. 28, no. 5, pp. 687–692. doi: 10.1109/TAP.1980.1142398

7. Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. Radar Altimeter Echo-Signal Analytical Model. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2017, no. 3, pp. 39–45. (In Russian)

8. Amarouche L., Thibaut P., Zanife O. Z., Dumont J.-P., Vincent P., Steunou N. Improving the Jason-1 Ground Retracking to Better Account for Attitude Effects. Marine Geodesy. 2004, vol. 27, no. 1–2, pp. 171–197. doi: 10.1080/01490410490465210

9. Barrick D. E., Lipa B. J. Analysis and Interpretation of Altimeter Sea Echo. Advances in Geophysics. 1985, vol. 27, pp. 61–100. doi: 10.1016/S0065-2687(08)60403-3

10. Moore R. K., Williams C. S. Radar Terrain Return at near-Vertical Incidence. Proc. IRE. 1957, vol. 45, no. 2, pp. 228–238. doi: 10.1109/JRPROC.1957.278394

11. Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. Potential Accuracy of Echo-Signal Delay Measurement by Space-Based Radar Altimeter. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2017, no. 2, pp. 5–11. (In Russian)

12. Borovitsky D. S., Zhesterev A. E., Ipatov V. P., Mamchur R. M. Potential Accuracy of Joint Parameter Estimate by Space-Based Radar Altimeter. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2017, no. 4, pp. 33–41. (In Russian)

13. Tikhonov V. I. *Statisticheskaya radiotekhnika* [Statistical Radio Engineering]. Moscow, *Radio i Svyaz'*, 1982, 624 p. (In Russian)

14. Tokmakian R. T., Challenor P. G., Guymer T. H., Srokosz M. A. The U.K. EODC ERS-1 Altimeter Oceans Processing Scheme. Intern. J. of Remote Sensing. 1994, vol. 15, no. 4, pp. 939–962. doi: 10.1080/01431169408954126

15. Challenor P. G., Srokosz M. A. The Extraction of Geophysical Parameters from Radar Altimeter Return from a Non-Linear Sea Surface. Mathematics in remote sensing; ed. by S. R. Brooks. Oxford, Clarendon Press, 1989, pp. 257–268.

16. Zanife O. Z., Vincent P., Amarouche L., Dumont J.-P., Thibaut P., Labroue S. Comparison of the Ku-Band Range Noise Level and the Relative Sea-State Bias of the Jason-1, TOPEX, and Poseidon-1 Radar Altimeters. Marine Geodesy. 2003, vol. 26, pp. 201–238 (Special Issue: Jason-1 Calibration/Validation) doi: 10.1080/714044519

17. Sandwell D. T., Smith W. H. F. Retracking ERS-1 Altimeter Waveforms for Optimal Gravity Field Recovery. Geophys. J. Int. 2005, vol. 163, pp. 79–89. doi: 10.1111/j.1365-246X.2005.02724.x

18. Pleshakov D. I. Determining "GEO-IK-2" Satellite Altitude Above the Sea Surface. *Al'manakh sovremennoi metrologii* [Almanac of Modern Metrology]. 2015, no. 3, pp. 132–141. (In Russian)

19. Levin B. R. *Teoreticheskie osnovy statisticheskoi radiotekhniki* [Theory of Statistical Radioengineering]. Moscow, *Radio i Svyaz'*, 1989, 656 p. (In Russian)

20. Kazarinov Yu. M. *Radiotekhnicheskie sistemy: uchebnik dlja vuzov* [Radio Electronic Systems: Textbook for High School]. Moscow, *Vyshshaya Shkola*, 1990, 496 p. (In Russian).

Received August, 24, 2018

Accepted February, 11, 2019

Dmitry S. Borovitsky – Cand. of Sci. (Engineering) (2016), leading research fellow of JSC "Russian Institute of Radionavigation and Time" (Saint Petersburg). The author of 25 scientific publications. Area of expertise: broadband radiolocation and radionavigation systems; signal theory.
E-mail: dmitry_nepogodin@mail.ru

Alexander E. Zhesterev – Cand. of Sci. (Engineering) (1982), Chief of the Department of JSC "Russian Institute of Radionavigation and Time" (Saint Petersburg). The author of 35 scientific publications. Area of expertise: radiolocation and radionavigation systems; communication theory.
E-mail: zhesterev@mail.ru

Valery P. Ipatov – Dr. of Sci. (Engineering) (1983), Professor (1985) of the Department of Radio Engineering Systems of Saint Petersburg Electrotechnical University "LETI". Honored scientist of the RF (2001), honorable radioman of the USSR (1983). The author of more than 300 scientific publications. Area of expertise: radio-electronic system engineering; statistical communication theory; broadband radar, navigation and data systems; signal theory.
E-mail: ival1941@yandex.ru

Ruslan M. Mamchur – Master of Science in Radio Engineering (2015), post-graduate student and assistant of the Department of Radio Engineering Systems of Saint Petersburg Electrotechnical University "LETI". The author of 15 scientific publications. Area of expertise: statistical communication theory; broadband radar, navigation and data systems; signal theory; technical electrodynamics.
E-mail: ruslan.mamchur@mail.ru
