

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ УКРАЇНИ

ББК 33. 31
О 26
УДК 681.5: 658.5: 621.3

РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ

Д.т.н., проф. Зболрщик М.П. (голований редактор), д.т.н., проф. Борисов О.А (заст. голованого редактора, відп. за випуск), к.т.н., доц. Воронцов О.Г. (відп. секретар випуску), д.т.н., проф. Зорі А.А., к.т.н., доц. Коренев В.Д., д.т.н., проф. Скобцов Ю.А., д.т.н., проф. Спорихін В.Я., к.т.н., доц. Чічікало Н.І., к.т.н., доц. Хорхордін О.В.

Адрес редакционной коллегии: 83000, г. Донецк, ул. Артема, 58, ДонГТУ

О 26. Наукові праці Донецького державного технічного університету. Серія: Обчислювальна техніка та автоматизація, випуск 3: – Донецьк: ДонДТУ, – 1999. – 450 с.

ISBN 966-7545-14-8

У збірнику опубліковані статті співробітників факультету комп'ютерних інформаційних технологій і автоматики (ФКІТА) ДонДТУ, в яких наведені результати наукових досліджень та розробок, виконаних у 1997 – 1998 роках згідно напрямкам: обчислювальна техніка та автоматизація, а саме – автоматизація технологічних процесів, комп'ютерні інформаційні технології, інформаційно-вимірювальні системи, електронні і мікропроцесорні прилади. До збірника включено також деякі публікації інших факультетів ДонДТУ і організацій, які є науковими партнерами ДонДТУ і активно співпрацюють з ФКІТА в спільних дослідженнях.

Матеріали збірника призначені для викладачів, наукових співробітників, інженерно-технічних робітників, аспірантів та студентів, що займаються питаннями розробки і використання автоматичних комп'ютерних систем.

Публікується згідно з рішенням Вченої Ради Донецького державного технічного університету № 9 від 25 грудня 1998 р.

ISBN 966-508-498-4

ББК 33.31

© Донецький державний технічний університет

НАУКОВІ ПРАЦІ

ДОНЕЦЬКОГО ДЕРЖАВНОГО ТЕХНІЧНОГО УНІВЕРСИТЕТУ

Серія: Обчислювальна техніка
та автоматизація

Випуск 3

Донецьк – 1999

АЛГОРИТМ РЕДАКТИРОВАНИЯ ДАННЫХ ТЕЛЕИЗМЕРЕНИЙ

Хламов М.Г.

Донецкий государственный технический университет, кафедра ПЭ

Abstract

Khlamov M.G. Algorithm use forecast methods and fame-synchronization methods for discoverment, localization and substitution for distorted dates.

Современные методы цифровой обработки сигналов позволяют существенно упростить процессы подготовки экспериментальных данных к обработке. Методами цифровой фильтрации можно повысить качество данных: понизив уровень шумов, сгладив случайные выбросы, обусловленные действием помех в каналах передачи данных и аппаратурными сбоями. Ближайшее рассмотрение процессов цифровой фильтрации обнаруживает их некоторые недостатки: реакция фильтра на искаженный отсчет эквивалентна импульсной переходной функции, которая суммируется с реакциями на неискаженные отсчеты, изменяет последние и размножает ошибки; реакция на один искаженный отсчет заметно изменяет до восьми следующих за ним [1].

Рассматриваемый алгоритм цифровой обработки данных предполагает их передачу по каналам блоками с использованием циклической синхронизации без применения в канале передачи данных избыточных методов кодирования и организации системы без обратных каналов передачи сигналов или данных. Ошибки в данных содержат значительную долю групповых с кратностью достигающей и даже превышающей длину слова данных. Алгоритм применим к данным, носящим характер дважды дифференцируемых случайных процессов. Он реализует три функции: обнаружения ошибок, их локализацию и замещения статистически однородной последовательностью.

Механизм обнаружения искаженных данных включает сравнение модели процесса, созданной в соответствии с методом адаптивного прогноза, с членами временного ряда (цифровым представлением обрабатываемых данных).

Признаком наличия ошибок является выпадение значения очередного члена временного ряда из зоны доверительного интервала прогноза. Формирование прогнозов осуществляется адаптивными линейными фильтрами [2]. Исследуемые модели адаптивных фильтров первого и второго порядков имеют вид:

$$\hat{Y}_1[i+1] = (1-\alpha) \cdot x[i] + \alpha \cdot y[i-1]; \quad (1)$$

$$\hat{Y}_2[i+1] = (1-\alpha)^2 \cdot x[i] + 2 \cdot \alpha \cdot y[i-1] - \alpha^2 \cdot y[i-2] \quad (2)$$

где $x[i], y[i]$ - текущие значения временных рядов на входе фильтра и его выходе; $\hat{Y}_k[i+1]$ - прогнозируемое значение $(i+1)$ члена временного ряда фильтром порядка k ; α - параметр сглаживания фильтра, $0 < \alpha < 1$ - условие обеспечения устойчивости адаптивных фильтров.

Адаптация моделей выполняется с привлечением контрольных прогнозов, выполняемых согласно (1, 2), но имеющих параметры сглаживания:

$$\alpha_1 = \alpha + \Delta\alpha; \quad \alpha_2 = \alpha - \Delta\alpha, \quad (3)$$

где $\Delta\alpha$ - приращение параметра сглаживания; $\Delta\alpha \leq 0,05$.

Выявляются погрешности прогноза:

$$\varepsilon(i) = \left| \hat{Y}_k(i) - Y(i) \right|; \quad \varepsilon_1(i) = \left| \hat{Y}_{k1}(i) - Y(i) \right|; \quad \varepsilon_2(i) = \left| \hat{Y}_{k2}(i) - Y(i) \right|, \quad (4)$$

где $\varepsilon(i)$, $\varepsilon_1(i)$, $\varepsilon_2(i)$, - погрешности прогнозов с параметрами сглаживания α , α_1 ,

α_1, α_2 прогнозирующего фильтра порядка k .

Квадрат каждой погрешности усредняется по группе из l - последовательных значений, выявляются оценки их средних квадратов. Определяется минимальное значение:
$$\min\{\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}_1^2, \tilde{\varepsilon}_2^2\}$$

На последующие l - шагов в качестве параметра сглаживания принимается то, которое дало меньшую среднеквадратическую погрешность. Определяются новые значения α_1, α_2 , согласно (3). С обновленными параметрами модели контролируется следующий отрезок ряда из l - членов.

Доверительный интервал прогноза связывается с дисперсией погрешности прогноза. Гарантированные оценки дисперсии погрешности прогнозов для случая стационарного характера данных и алгоритмов прогноза определяются как:

$$\tilde{D}_{1\varepsilon} \leq \frac{8 \cdot \rho \cdot (1 - \rho)}{(1 + \rho)^2} \cdot \sigma_0^2, \tag{5}$$

$$\tilde{D}_{2\varepsilon} \leq \frac{1 - 4 \cdot \alpha^2 - \alpha^4 + 4 \cdot \rho \cdot \alpha^3}{4 \cdot \alpha^2} \cdot \sigma_0^2, \tag{6}$$

где ρ - коэффициент корреляции членов временного ряда с упреждением в один шаг; Δt - шаг дискретизации процесса.

Принимается гипотеза о стационарности и нормальности погрешности прогноза, на основании которых устанавливается доверительная вероятность прогноза и определяется половина ширины доверительного интервала: $P_{np} = 0.95$; $\Delta y = U_{\sigma/2} \cdot \sqrt{D_{k\varepsilon}^2}$, где $U_{\sigma/2}$ - нормированное значение половины ширины доверительного интервала.

При локализации искаженных отсчетов используется положение о блочной структуре данных. С искажением данных имеет место сохранение или нару-

низации сопровождается смещением вправо - влево на несколько разрядов маркера начала кодовой комбинации и неверным декодированием цепочки отсчетов следующих за участком искажений, при этом нарушается статистическая однородность последовательности данных до конца блока, т.е. имеет место размножение ошибок. Искажения данных классифицируются на группы: искажения одиночных отсчетов без нарушения синхронизации; искажения группы отсчетов без нарушения синхронизации; искажения группы отсчетов с нарушением синхронизации. Ошибки, связанные с нарушениями синхронизации в системе передачи данных обнаруживаются, прочие - не обнаруживаются. Зона искаженных отсчетов справа ограничивается элементом циклической синхронизации (признаки начала и конца блока). С появлением этих признаков устраняются возможные нарушения в синхронизации системы передачи данных.

Локализация участка искаженных отсчетов основывается на возвратном представлении временных рядов и совпадении вероятностных характеристик обращенного и исходного рядов [3]. Это позволяет выполнить операцию прогноза “назад”. Для прогноза “назад” сохраняется прежним алгоритм распознавания искаженных отсчетов. Прогноз “назад” выполняется за две фазы: на первой фазе осуществляется “раскрутка” модели, связанная с переходным процессом включения цифрового фильтра, на второй - непосредственно прогноз. Операция прогноза “назад” выполняется до тех пор, пока не будет обнаружен искаженный отсчет или не будет просмотрен весь предполагаемый участок искажений. В первом случае сравнением индексов искаженных отсчетов определяется протяженность участка искажений, т.е. осуществляется локализация искажений. Второй случай классифицируется как “ложная тревога”, и данные признаются неискаженными.

Замещение участка искаженных данных в большинстве аналогичных систем выполняется интерполяционными методами [4]. В качестве интерполяционного выбран кубический сплайн вида:

$$\begin{aligned}
 x(t) = & \frac{(t_{i+1} - t)^2 \cdot (2 \cdot (t - t_i) + \Delta t)}{\Delta t^3} \cdot x(t_i) + \\
 & + \frac{(t_{i+1} - t)^2 \cdot (2 \cdot (t_{i+1} - t) + \Delta t)}{\Delta t^3} \cdot x(t_{i+1}) + \\
 & + \frac{(t_{i+1} - t)^2 \cdot (t - t_i)}{\Delta t^2} \cdot x'(t_i) + \frac{(t - t_i)^2 \cdot (t - t_{i+1})}{\Delta t^2} \cdot x'(t_{i+1}),
 \end{aligned} \tag{7}$$

где $x(t_i)$ - значение интерполируемой функции в узле t_i ; Δt - расстояние между узлами; $x'(t_i)$ - производная от интерполируемой функции в узле t_i .

Производные вычисляются по формулам:

$$\begin{cases}
 x'(t_0) = \frac{1}{6 \cdot \Delta t} \cdot (-11 \cdot x(t_0) + 18 \cdot x(t_1) - 9 \cdot x(t_2) + 2 \cdot x(t_3)); \\
 x'(t_i) = \frac{1}{6 \cdot \Delta t} \cdot (-11 \cdot y(t_i) + 18 \cdot y(t_{i-1}) - 9 \cdot y(t_{i-2}) + 2 \cdot y(t_{i-3})).
 \end{cases} \tag{8}$$

В процессе замещения с каждой стороны от искаженного участка выбирается по два опорных отсчета, отстоящих друг относительно друга на интервал Δt^* равный шагу дискретизации временного ряда, умноженному на число искаженных отсчетов плюс один, т.е. интервал Δt^* выбирается равным длине искаженного участка. Таким образом, интерполяционный сплайн ищется по четырем опорным равноотстоящим отсчетам. Участок искаженных данных размещается внутри опорного участка. По приведенным формулам рассчитываются оценочные значения искаженных отсчетов $\{x^m(i)\}$.

Уточнение оценок осуществляется следующей процедурой. Используя алгоритм прогноза, вычисляются прогнозируемые значения ряда на участке искажений:

- при прогнозе “вперед” $\hat{y}(i) = p(i)$;

где m - число искаженных отсчетов.

По полученным данным определяется взвешенный прогноз искаженных отсчетов:

$$\tilde{y}(i) = \frac{p(i) \cdot \rho_i + q_{m-i+1} \cdot \rho_{m-i+1}}{\rho_i + \rho_{m-i+1}}, \tag{9}$$

где ρ_i, ρ_{m-i+1} - коэффициенты корреляции отсчета i при прогнозе “вперед” и “назад”.

По оценкам, полученным с помощью алгоритма аппроксимации и взвешенному прогнозу, определяются оценки искаженных отсчетов первого приближения:

$$\tilde{y}_1(i) = \frac{\tilde{y}(i) + y_0(i)}{2}. \tag{10}$$

Завершающей процедурой замещения является проверка однородности оценок приближения, которая выполняется с использованием алгоритма прогноза “вперед”, с контролем нахождения каждой последующей точки в области доверительного интервала.

Если все m замещаемых отсчетов располагаются внутри доверительного интервала, то процедура уточнения оценок завершается. Выпадение некоторых отсчетов за доверительный интервал требует уточнения оценок, для чего вычисляются оценки второго приближения. В общем случае, оценка j -го приближения определяется, как:

$$\tilde{y}_j(i) = \frac{\tilde{y}(i) + \tilde{y}_{j-1}(i)}{2}. \tag{11}$$

Нетрудно установить, что итерационный алгоритм приближения сходя-

явления маскирования частот при увеличении длины искаженного участка m , с другой - стремлением к компенсации снижения точности прогноза с ростом интервала упреждения.

Проверка приведенного алгоритма осуществлена методами имитационного моделирования на моделях функционирования автономной информационно-измерительной системы исследования вертикального распределения гидрофизических параметров верхнего деятельного слоя океана. Приведенный алгоритм позволяет уменьшить величину с.к.о. погрешности приведенной к длине участка искажений данных более чем в три раза, по сравнению с существующими цифровыми системами сбора данных эксперимента.

ЛИТЕРАТУРА

1. Хламов М.Г. Алгоритм редактирования экологических данных // VI Международная научно - техническая конференция «Экология промышленного региона»: Матер. докл. конфер. – Донецк, 1995 – С. 39-43.
2. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования. - М.: Статистика, 1979. – 256 с.
3. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Вып. 1. Прогноз и управление: Пер. с англ. / Под ред. В.Ф. Писаренко. – М.: Мир, 1974. – 408 с.
4. Волков Е.А. Численные методы. – М.: Наука, Главная ред. физ.– мат. литературы, 1982. – 256 с.

СРАВНИТЕЛЬНЫЕ ИСПЫТАНИЯ АЛГОРИТМОВ РЕДАКТИРОВАНИЯ ДАННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Хламов М.Г.

Донецкий государственный технический университет, кафедра ПЭ

Abstract

Khlamov M.G. Results measurements characters of algorithm-editor for distorted dates. Method use imitation model for received results.

Рассматриваемый алгоритм редактирования данных эксперимента предназначен для работы в составе гидрофизической информационно-измерительной системы (ГИИС) исследований мелкомасштабной вертикальной структуры гидрофизических полей верхнего донного слоя (ВДС) океана. Алгоритм редактирования содержит процедуру коррекции искаженных данных, в которой коррекция выполняется методами интерполяции и связана с классом исследуемых процессов. Формирование состоятельных оценок показателей точности алгоритма на основе экспериментальных данных требует наличия ансамблей реализаций широкого класса гидрофизических процессов. Имеющиеся сведения не отличаются достаточной полнотой и требуют дополнения. Это сопряжено с проведением экспедиций целевого назначения и, следовательно, требует значительных материальных затрат. Кроме этих затруднений, уникальность океанических процессов мелкомасштабной турбулентности, наблюдаемых в ходе экспедиционных исследований, не гарантирует достаточного представительства явлений пространственно - временной изменчивости, что также создает определенные трудности.

Учитывая отмеченное, в качестве метода исследований использован метод имитационного моделирования, позволяющий в моделируемых условиях воспроизвести широкий спектр вариантов данных и получить результаты более простыми средствами.

Алгоритм редактирования данных эксперимента, описанный в предыдущей статье, содержит три процедуры: процедуру обнаружения искаженных данных, процедуру их локализации и процедуру коррекции этих данных. Обнаружение и локализация искаженных данных построены на основе линейных адаптивных фильтров первого и второго порядков, используемых в режиме формирователей линейного прогноза. Оценка эффективности алгоритмов обнаружения и локализации выполнена в сравнении с идентичным алгоритмом, построенным на основе метода согласованной фильтрации [1]. Согласованный фильтр настраивается на мелкомасштабную составляющую исследуемых процессов. Разностное уравнение модели согласованного фильтра имеет вид:

$$\hat{Y}[i+1] = a_1 \cdot x[i] + a_2 \cdot x[i-1], \quad (1)$$

где a_1, a_2 - корреляционные коэффициенты, учитывающие характер мелкомасштабного процесса. Половина ширины доверительного интервала прогноза устанавливается, как и в основном алгоритме редактирования с учетом дисперсии прогноза, которая для согласованного фильтра устанавливается по формуле:

$$\tilde{D}_\varepsilon \leq \sigma_0^2 \left\{ 1 - [(1 - a\Delta t)^2 + a^2 \cdot \Delta t^2] \cdot \alpha^2 \right\}, \quad (2)$$

где Δt - шаг дискретизации процесса, a - параметр модели мелкомасштабного процесса.

Процедура коррекции искажений данных выполнена в двух модификациях: итерационного алгоритма (СИ-ВП), включающего кубическую сплайн - интерполяцию и итерационный учет взвешенного прогноза; алгоритма однократного применения взвешенного прогноза (ВП).

Оценка метрологических характеристик алгоритма редактирования выполнена методами имитационного моделирования [2]. Имитационная модель функционирования ГИИС включала четыре раздела: модель динамического гидрофизического параметра (модель данных), в качестве такого параметра выбрана

одна из горизонтальных составляющих проекций вектора скорости турбулентного движения водных масс; модель преобразования данных в канале записи-воспроизведения цифрового магнитного регистратора (КЦМЗ), обеспечивающего накопление экспериментальных данных; алгоритма редактирования данных эксперимента; алгоритма обработки результатов моделирования и расчета метрологических характеристик.

В модели данных имитационными методами отображался класс нестационарных процессов с изменяющимся средним и дисперсией и содержащих стационарную составляющую, описанную нормированной спектральной плотностью. Подобный подход и методы моделирования использованы в работе [3]. Изменяющееся среднее моделировало вертикальный профиль скорости ветрового течения и описывалось уравнениями Экмана. Изменениями дисперсии моделировались процессы:

- генерации турбулентности механизмами опрокидывания поверхностных волн и гидродинамической неустойчивости волновых движений, а также ее диссипации в верхнем перемешанном слое (ВПС) океана; изменение с.к.о. скорости турбулентного движения здесь описывалось экспоненциально убывающей функцией;
- возрастания скорости турбулентного движения в области термоклина (ТК), убывания к нижней его границе и носящие характер перемежающихся вспышек описывались функцией вида $\sin^2(x)/x^2$, покрывающей всю область ТК и вписанных под огибающей вспышек, описываемых аналогичными функциями, но покрывающими часть ТК в соответствии со статистическими данными;
- в тонкой вертикальной структуре гидродинамических полей нижней области ВДС в виде слоевых вспышках турбулентности, которые описывались подобно вспышкам турбулентности в ТК со статистическими характеристиками присущими
-
-
-

Нормированная спектральная плотность стационарной составляющей процесса с учетом пространственно-временных масштабов и аппаратных ограничений ГИИС описывалась в виде:

$$S_x(\omega) = \frac{2}{\pi} \cdot \frac{a^3}{(a^2 + \omega^2)^2}, \quad (3)$$

где параметра a и вид зависимости отражают пространственно-временной масштаб процесса.

Стационарный процесс формируется цифровым фильтром из входного белого шума. Разностное уравнение, описывающее нормированный стационарный процесс, представляется в виде:

$$x[k] = U[k] \cdot \Theta_0 + U[k-1] \cdot \Theta_1 + x[k-1] \cdot \eta_1 + x[k-2] \cdot \eta_2, \quad (4)$$

где $x[k], x[k-1], x[k-2]$ - текущие и предшествующие значения временного ряда, описывающего нормированный стационарный процесс; $\Theta_0, \Theta_1, \eta_1, \eta_2$ - весовые коэффициенты; $U[k], U[k-1]$ - текущее и предшествующее значения нормального белого шума. С учетом параметров процесса и ГИИС, получены следующие значения параметров модели:

$$\Theta_0=0.104; \Theta_1=0; \eta_1=1.846, \eta_2=-0.852; D_U=0.039, m_U=0.$$

Нестационарный процесс формируется из стационарного путем манипуляции его статистическими параметрами, описанными выше функциями. Наихудший вариант данных представлен реализациями с максимальным значением дисперсии и неизменным средним, что соответствует верхней точке ВПС.

Модель преобразования данных в КЦМЗ представляет собой имитационную модель преобразования нестационарного сообщения, представленного в двоичном формате блоками по l слов с признаками начала и конца блока, в не-

вием комплекса возмущающих факторов, моделирующих специфические морские условия, на функционирование ГИИС. В отличие от работы [4] при моделировании рассматривалось прохождение стохастических сообщений по цифровому каналу.

В процессе моделирования устанавливались следующие величины:

* показатели эффективности алгоритмов обнаружения, к которым отнесены коэффициент обнаружения искажений - $K_{ОИ}$ и коэффициент ложных тревог - $K_{ЛТ}$, поскольку оба коэффициента устанавливались, как частотные и могут интерпретироваться как вероятностные характеристики, то для них устанавливались доверительные границы при доверительной вероятности $P=0.95$;

* параметры погрешности данных, которые оценивались их статистическими характеристиками (выборочными средним и стандартным отклонением (с.к.о.), а также границами доверительных интервалов).

Для решения задачи обнаружения искажений наилучшими параметрами обладает алгоритм на основе согласованного фильтра ($K_{ОИ} = 0.61 \pm 0.02$, $K_{ЛТ} = 0,02 \pm 0,01$). Незначительно ему уступает алгоритм на основе адаптивного фильтра второго порядка ($K_{ОИ} = 0,58 \pm 0,02$, $K_{ЛТ} = 0,03 \pm 0,01$). С ростом доверительной вероятности и ширины доверительного интервала уменьшается число ошибок всех алгоритмов обнаружения.

Погрешность канала ($\sigma_{КЦМЗ}$, $\Delta_{КЦМЗ}$) представляется двумя составляющими: не обнаруживаемой погрешностью ($\sigma_{НО}$), вызванной искажениями, не превышающими доверительного интервала прогноза, и погрешностью восстановления алгоритмами коррекции искаженных участков данных ($\sigma_{ВО}$). Вторая составляющая включает погрешность обусловленную "ложной тревогой". Результаты вычисления статистических характеристик погрешностей измерены в единицах младшего разряда двоичного кода (ЕМР) и сведены в таблицу.

Таблица - Показатели точности алгоритмов редактирования

Алгоритм обнаруж.	Алгоритм коррекции	$\sigma_{НО}, \text{ЕМР}$	$\sigma_{ВО}, \text{ЕМР}$	$\sigma_{КЦМЗ}, \text{ЕМР}$	$\Delta_{КЦМЗ}, \%$
$\sigma_{ММТ} = \text{var}$					
АД1		21.2 ± 0.9	-	-	-
АД2	ВП(АД2)	11.4 ± 0.4	2.7 ± 0.1	6.9 ± 0.3	0.3
ОФ	ВП(ОФ)	4.8 ± 0.2	2.3 ± 0.1	3.4 ± 0.2	0.2
АД2	СВ-ВП	11.4 ± 0.4	1.9 ± 0.1	6.8 ± 0.3	0.3
$\sigma_{ММТ} = \text{max}$					
АД1		23.3 ± 1.0	-	-	-
АД2	ВП(АД2)	11.7 ± 0.4	$5.8 \pm 0.2..$	10.0 ± 0.4	0.5
ОФ	ВП(ОФ)	7.3 ± 0.3	4.7 ± 0.2	9.6 ± 0.3	0.5
АД2	СВ-ВП	11.7 ± 0.4	5.1 ± 0.2	6.1 ± 0.3	0.3

Выборочные средние всех составляющих погрешностей не превысили единицы младшего разряда кода. Это дает основание считать их нулевыми. Из параметров, характеризующих нестационарность гидрофизических процессов, влияние на погрешности оказывало изменение среднеквадратичной скорости мелкомасштабной турбулентности. Влияния других параметров не обнаружено. Наибольшие погрешности достигались при максимальной среднеквадратичной скорости турбулентности $\sigma_{ММТ} = 5 \text{ см/с}$.

Оценки $\sigma_{НО}$ слабо связаны со всеми параметрами, как сообщений, так и КЦМЗ, и определяются только шириной доверительных интервалов прогнозов. Эта составляющая погрешности превышает $\sigma_{ВО}$ в 2...5 раз, но в долевого отношении составляет 30...40 %. Погрешность КЦМЗ при изменениях во всем диапазоне мелкомасштабной скорости не превысила 0.3%. В моделируемых условиях при $\sigma_{ММТ} = 5 \text{ см/с}$ эта погрешность возрастает до 0.5% ,при этом не обнаруживаемая составляющая достигает 0.6%.

Анализ показателей точности алгоритмов коррекции позволяет сделать вывод об эквивалентности алгоритмов ВП на основе прогнозирующих фильтров и некотором преимуществе итерационного алгоритма (СИ-ВП). Алгоритм редактирования, построенный на методе адаптивной фильтрации, незначительно уступая по точности аналогичному алгоритму, использующему согласованную

фльтрацію, существенно превосходит его по мобильности, так как не требует для своей организации априорных сведений о классе и параметрах исследуемых процессах. Алгоритм базируются на интенсивном анализе информации, содержащейся в данных, и ее использовании для адаптивной подстройке параметров модели. Вариант процедуры коррекции по методу взвешенного прогноза примечателен тем, что во всех трех процедурах алгоритма редактирования для выполнения различных функций: обнаружения искаженных данных, их локализации и коррекции,- используется один и тот же универсальный алгоритм адаптивной цифровой фильтрации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Казакевич Д.И. Основы теории случайных функций в задачах гидрометеорологии. – Л.: Гидрометеиздат, 1989. – 232 с.
2. Цифровое моделирование систем стационарных случайных процессов / Е.А. Гриндина, А.Н. Лебедев, Д.Д. Недосекин, Е.А. Чернявский. – Л. Энергоатомиздат. Ленинградское отделение, 1991. – 144 с.
3. Калацкий В.И. Моделирование вертикальной структуры деятельного слоя океана / Под ред. П.С. Линейкина. – Л.: Гидрометеиздат, 1978. – 216 с.
4. Вичес А.И., Горон А.И., Смирнов В.А. Моделирование канала магнитной записи на ЭВМ.–М.: Радио и связь, 1984. – 184с.