

УДК 621.391

**И. О. Оробей¹, Д. А. Гринюк¹, Н. М. Олиферович¹,
М. Ф. Лукашевич², М. А. Анкуда¹**

¹Белорусский государственный технологический университет

²НПП «Герда»

ФИЛЬТР С АДАПТАЦИЕЙ ПО ВЕРОЯТНОСТНОМУ КРИТЕРИЮ

Проведен анализ основных недостатков существующих методов адаптивной фильтрации. Предложен вариант построения адаптивного цифрового фильтра с бесконечной импульсной характеристикой, который характеризуется минимальным временем запаздывания при нестационарном исследуемом процессе за счет установления сигнала на основе показателя нестационарности по критерию серий. Нестационарность вероятностных характеристик потока данных с выхода аналогово-цифрового преобразователя приводит к появлению тренда, т. е. к отсутствию статистической независимости. Поскольку данные могут иметь разные функции распределения, то их исследования удобно проводить на основе свободных от распределений непараметрических методов, например, с помощью критерия серий или инверсий, причем первый вариант является более предпочтительным, поскольку не требует хранения всей выборки значений.

Ключевые слова: адаптивные фильтры, аналогово-цифровой преобразователь, конечная импульсная характеристика, критерий серии, экспоненциальный фильтр.

I. O. Orobei¹, D. A. Hryniuk¹, N. M. Oliferovich¹, M. F. Lukashevich², M. A. Ankuda¹

¹Belarusian State Technological University

²SPE “Gerda”

FILTER WITH ADAPTATION BY PROBABILITY CRITERIA

The analysis of the main disadvantages of the existing methods of adaptive filtering is carried out. A variant of constructing an adaptive digital filter with an infinite pulse characteristic is proposed, which is characterized by a minimum delay time in the non-stationary process under study by establishing a signal based on the non-stationary index according to the series criterion. The non-stationarity of the probabilistic characteristics of the data stream from the output of the analog-to-digital converter leads to the appearance of a trend, that is, to the lack of statistical independence. Since the data can have different distribution functions, it is convenient to study them on the basis of nonparametric methods free of distributions, for example, using the criterion of series or inversions, the first option being more preferable because it does not require storage of the entire sample of values.

Key words: adaptive filters, analog-to-digital converter, finite impulse response, series criterion, exponential filter.

Введение. Для обработки в режиме реального времени слабых сигналов с нестационарным характером шумов и помех в измерительной технике [1], в системах исследования конденсированных сред методами ядерного магнитного резонанса [2], а также при измерении электрохимических характеристик [3] можно использовать цифровые адаптивные фильтры (АФ), обеспечивающие увеличение количества усредняемых значений при стационарном процессе либо снижение при появлении нестационарности. Применение АФ актуально при использовании для обработки сигнала контроллеров с быстродействующим аналогово-цифровым преобразователем (АЦП). В существующих методах цифровой адаптивной фильтрации применяют фильтры скользящего среднего с изменяемыми весовыми коэффициентами, имеющие конечную импульсную характеристику (КИХ). Весовые коэффициенты выбирают по вектору

ошибки из перестраиваемой матрицы, рассчитывают на основе минимизации ошибок градиентным методом [4] или определяют методом наименьших квадратов [5].

Для реализации алгоритмов оценивания и расчета весовых коэффициентов необходима высокая вычислительная мощность, определяемая размерностью системы уравнений. Фильтр с КИХ требует большого объема памяти для хранения усредняемых значений и матрицы весовых коэффициентов и имеет ограниченное возрастание точности с течением времени даже при соблюдении модельных и реальных значений сигнала и шума. Неидентичность реальных данных и теоретических значений, полученных на основе модели, может привести к неустойчивой работе АФ. При наличии нескольких локальных экстремумов в функциях ошибок выбор весовых коэффициентов по градиентным методам приводит к экстремуму, который не

допускает получение минимального отклонения. Статистические методы определения коэффициентов также не обеспечивают устойчивость работы фильтра в случае нестационарности вероятностных характеристик процесса.

Целью работы являлась разработка альтернативного метода цифровой фильтрации, который характеризуется минимальным временем запаздывания при нестационарном исследуемом процессе и обладает бесконечной импульсной характеристикой.

Основная часть. Сущность предложенного цифрового АФ основывается на использовании критерия серий для оценки статистической независимости или тренда данных с АЦП. Нестационарность вероятностных характеристик потока данных приводит к появлению тренда, т. е. к отсутствию статистической независимости. Поскольку данные с АЦП могут иметь разные функции распределения, то их исследования удобно проводить на основе свободных от расщеплений непараметрических методов, например, с помощью критерия серий или инверсий, причем первый вариант является более предпочтительным, поскольку не требует хранения всей выборки значений [6, 7].

Серией называется последовательность однотипных наблюдений, перед и после которой следуют наблюдения противоположного типа или таковые вообще отсутствуют [8]. Для последовательности N наблюдений случайной величины каждое наблюдение y_i ($i = 1, 2, \dots, N$) можно отнести к одному из двух классов (+) или (-). При выполнении условия $y_i \geq Y_{cp}$, где Y_{cp} – среднее значение или медиана последовательности y_i , наблюдение можно отнести к классу (+) (с ошибкой $e \geq 0$); в противном случае наблюдение относится к классу (-) ($e < 0$). Наблюдения с $e = 0$ можно отбрасывать или относить к классу предыдущего наблюдения. Число серий r в последовательности позволяет выяснить, являются ли отдельные результаты статистически независимыми наблюдениями одной случайной величины. Если последовательность N наблюдений состоит из независимых исходов случайной величины, т. е. вероятность отдельных исходов (+) или (-) не меняется, то число серий r является случайной величиной, распределенной по нормальному закону, со средним значением и дисперсией [7]:

$$\mu = \frac{2N^+N^-}{N} + 1; \quad \sigma^2 = \frac{2N^+N^-(2N^+N^- - N)}{N^2(N-1)}, \quad (1)$$

где N^+ , N^- – число исходов, относящихся к классам (+) и (-) соответственно.

При статистической независимости $N^+ = N^- = N/2$, что позволяет преобразовать среднее значение и дисперсию к виду [8]

$$\mu = \frac{N}{2} + 1; \quad \sigma^2 = \frac{N^2 - 2N}{4(N-1)}. \quad (2)$$

Для малых N среднее число серий имеет вид

$$\mu = \frac{2N^+N^-}{N} + 0,5; \quad \mu = \frac{N}{2} + 0,5. \quad (3)$$

После определения μ , σ^2 и r задается уровень значимости и сравнивается экспериментальное число серий r с границами принятия гипотезы статистической независимости, определяемыми относительно μ по уровню значимости. Если r окажется вне этой области, то гипотезу статистической независимости отвергают с принятым уровнем значимости, в противном случае процесс считают статистически независимым. В разработанном АФ использовано определение уровня значимости, соответствующего принятию гипотезы статистической независимости по μ , σ^2 и r , т. е. уровня значимости, соответствующего границам $[\mu - r; \mu + r]$. Через уровень значимости или связанные с ним величины можно определить вероятность статистической независимости данных.

Функциональная схема АФ приведена на рис. 1. В фильтре применен непосредственный подсчет серий r в блоке δ , причем наблюдение с $e = 0$ получает знак ошибки предыдущего наблюдения (блок γ). Вместо непосредственного подсчета r можно находить N^+ и N^- за N наблюдений в реальном процессе с последующим расчетом r по формуле (1). Переменные на рис. 1 имеют следующее назначение: z – целая переменная состояния фильтра; c – целая постоянная наращивания z ; γ – вероятность статистической независимости отсчетов за период числа наблюдений; i – переменная числа наблюдений; h – шаг дискретизации АЦП, k -й шаг дискретизации соответствует последнему цифровому отсчету; $e(kh)$, $e((k-1)h)$ – ошибки между цифровым отсчетом АЦП соответственно на k -м и на $(k-1)$ -м шагах дискретизации и выходом фильтра; $s(kh)$, $s((k-1)h)$ – знаки ошибки соответственно на k -м и на $(k-1)$ -м шагах дискретизации; N^+ , N^- – соответственно число положительных (с положительной ошибкой) и отрицательных исходов за N наблюдений при их статистической независимости; σ – среднее квадратичное отклонение числа серий r за N наблюдений при их статистической независимости (σ^2 – дисперсия); $y(kh)$ – цифровой отсчет АЦП на последнем k -м шаге; $Y_{cp}(kh)$ – среднее значение отсчетов АЦП за k шагов; ceil – операция округления до ближайшего большего целого; α – весовой коэффициент фильтра.

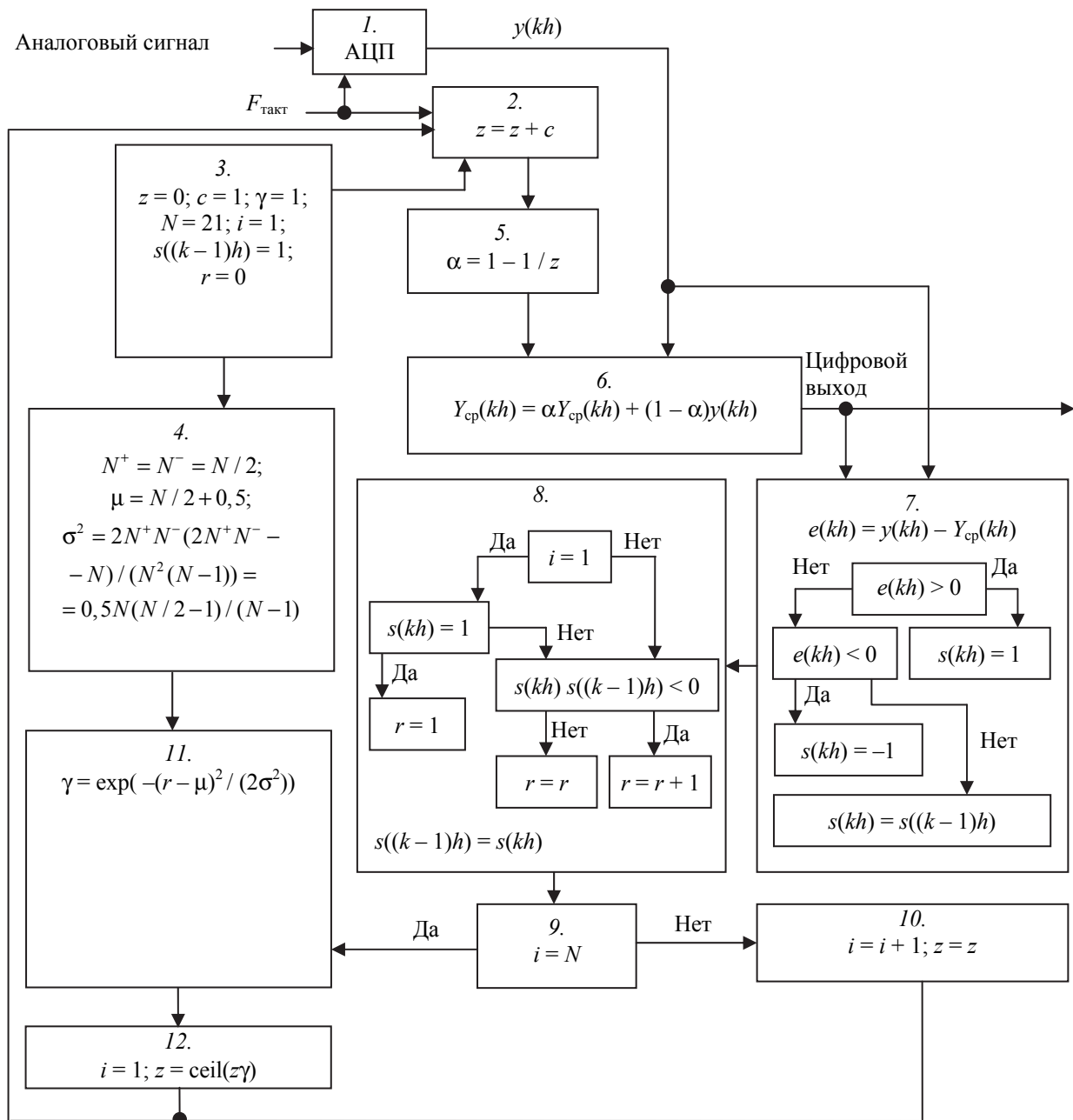


Рис. 1. Адаптивный фильтр:

- 1 – АЦП; 2 – наращивание переменной состояния; 3 – инициализация начальных установок;
 4 – расчет среднего и дисперсии для N наблюдений при статистической независимости отсчетов;
 5 – вычисление весового коэффициента; 6 – авторегрессивная фильтрация скользящего среднего;
 7 – определение ошибки и ее знака; 8 – подсчет числа серий; 9 – проверка конца наблюдений;
 10 – наращивание переменной наблюдений при сохранении переменной состояния;
 11 – определение вероятности статистической независимости;
 12 – сброс переменной наблюдений с изменением переменной состояния

Операцию авторегрессивной фильтрации выполняет экспоненциальный фильтр первого порядка, работа которого определяется уравнением [9]

$$Y_{cp}(kh) = \alpha((k-1)h) + (1-\alpha)y(kh). \quad (4)$$

На рис. 1 в блоке 6 уравнение (4) модифицировано, это связано с экономией памяти за

счет среднего значения на предыдущем шаге. Ее возможность обусловлена тем, что $Y_{cp}(kh)$ фактически становится $Y_{cp}((k-1)h)$ с приходом на блок 6 нового цифрового отсчета с АЦП $y(kh)$. Замена фильтра первого порядка на фильтр второго порядка с ненулевым значением коэффициента перед последним отсчетом приводит к увеличению времени вычислений, не влияя при этом на характеристики АФ.

Сокращение памяти для хранения отдельных значений усредняемой величины достигается за счет фильтра с ненулевым значением коэффициента только перед последним значением усредняемой величины (блок 6 на рис. 1) [9]. Весовые коэффициенты перед остальными отдельными отсчетами равны нулю, что исключает необходимость хранения всех цифровых отсчетов АЦП, кроме последнего. Пошаговое возрастание точности для последовательности статистически независимых данных со стационарными вероятностными характеристиками обеспечивается благодаря наращиванию постоянной состояния фильтра в блоке 2. При этом снижается весовой коэффициент перед последним цифровым отсчетом и увеличивается вклад в последующую величину среднего значения предыдущего среднего (блок 5). Увеличение переменной состояния производится в цикле для каждого значения цифрового отсчета, причем в пределах одной последовательности N наблюдений отсчеты АЦП принимаются статистически независимыми. Для каждого наблюдения анализируется знак ошибки (блок 7) и подсчитывается текущее число серий знаков ошибок (блок 8). В качестве текущего среднего значения при расчете ошибки используется выходной сигнал фильтра. В каждом цикле проверяется условие достижения N наблюдений по значению переменной наблюдений i (блок 9). Если набор последовательности из N наблюдений не закончен, то производится наращивание i (блок 10) с последующим переходом к наращиванию переменной состояния (к блоку 2). По достижению N переходят к определению вероятности статистической независимости γ в законченной последовательности (блок 11), которая производится сопоставлением экспериментального числа серий r , определенного в блоке 8, с расчетными характеристиками для N наблюдений при их статистической независимости, получаемыми в блоке 4 после инициализации начальных установок. Вероятность статистической независимости γ умножают на переменную состояния фильтра, округляют полученную величину до ближайшего большего целого значения, которое присваивают переменной состояния фильтра, и сбрасывают переменную наблюдений (блок 12), после чего переходят к новому набору последовательности N наблюдений.

Вероятность статистической независимости процесса в блоке 11 определяется как отношение плотности вероятности, соответствующей экспериментальному r , к плотности вероятности, соответствующей среднему числу серий μ , рассчитываемому по (3), при дисперсии σ^2 ,

найденной по (1), (2). Такое определение γ требует меньше вычислительных средств, чем критерии с непосредственным определением уровня значимости. Статистическая независимость последовательности данных нарушается при появлении нестационарности случайного процесса, т. е. при непостоянстве вероятностных характеристик (среднего значения, медианы и т. д.) случайного процесса, поэтому предлагаемый алгоритм адаптируется к случайным нестационарным процессам в случае, когда спектральные составляющие дрейфа вероятностных характеристик имеют период, превышающий время выборки N наблюдений.

Для определения γ в блоке 11 может служить кусочно-линейная аппроксимация вероятностного критерия по отношению плотностей вероятности (рис. 2).

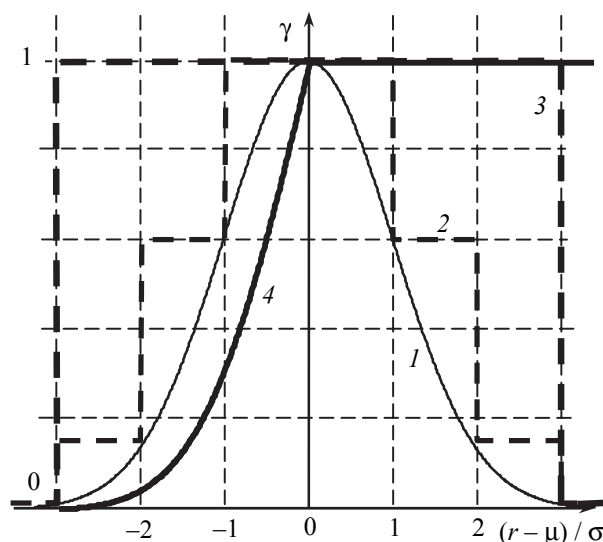


Рис. 2. Определение статистической независимости γ для блока 11:
 линии 1–3 – по отношению плотностей вероятности (1 – по формуле (5) при $K_1 = 1$;
 2 – кусочно-линейная аппроксимация по диапазонам отклонений от среднего значения σ , 2σ и 3σ ;
 3 – кусочно-линейная аппроксимация по диапазону отклонений от среднего значения 3σ ;
 линия 4 – по функции распределения серий

Для оптимизации вычислительных ресурсов лучше использовать линию 3 на рис. 2, считая, что $\gamma \approx 0,01$ при отклонении, большем или равном 3σ . Вероятность статистической независимости также можно находить в виде

$$\gamma = \exp\left(-\frac{(r - \mu)^2}{K_1 \sigma^2}\right), \quad (5)$$

где K_1 – коэффициент сжатия-растяжения вероятности статистической независимости, $0 < K_1 < \infty$.

При $K_1 > 2$ снижается скорость изменения весовых коэффициентов фильтра, т. е. замедляется процесс адаптации, но снижается чувствительность к спектральным составляющим трендов, имеющим период, сопоставимый с длительностью последовательности наблюдений.

Для определения γ можно использовать функцию распределения случайной величины r , например вероятность попадания в интервал, не включающий $[\mu - r; \mu + r]$, т. е. вероятность отклонения, превышающего либо равного отклонению экспериментального числа серий от среднего, рассчитываемого в предположении статистической независимости:

$$\gamma = 1 - \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int \exp\left(-\frac{x-\mu}{2\sigma^2}\right) dx. \quad (6)$$

В некоторых случаях стационарность вероятностных характеристик случайного процесса сохраняется и при отсутствии статистической независимости данных, что ограничивает область применимости стандартного критерия серий в АФ [10, 11]. Применимость АФ в таких случаях обеспечивается предположением, что серии распределены по закону, отличающемуся от нормального до некоторого значения R только постоянным множителем. При получении $r > R$ вероятностные характеристики процесса можно считать стационарными, несмотря на отсутствие статистической независимости данных при нормальном распределении серий. Тогда для числа серий можно ввести распределение:

$$\begin{cases} f(x) = \frac{K_2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), & x \leq R, \\ f(x) = 0, & x > R, \end{cases} \quad (7)$$

где K_2 – коэффициент, определяемый из условия нормировки

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1. \quad (8)$$

С учетом (8) распределение (7) преобразовывается к виду

$$\begin{cases} f(x) = \frac{1}{\int_{-\infty}^R g(x) dx} g(x), & x \leq R, \\ f(x) = 0, & x > R, \end{cases} \quad (9)$$

где

$$g(x) = \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right).$$

Для распределения, описываемого (9), в качестве γ можно использовать вероятность попадания в интервал $[-\infty; r]$, т. е. функцию распределения $F(x)$

$$\gamma = F(x) = \frac{1}{\int_{-\infty}^R g(x) dx} \int_{-\infty}^r g(x) dx. \quad (10)$$

На рис. 2 показан вариант исполнения операции определения γ по функции распределения серий в соответствии с (10) при $R = \mu$. Формулу (10) можно модифицировать, заменив нижние пределы в интегралах на единицу с учетом того, что экспериментальное число серий $r \geq 1$, т. е. вероятность статистической независимости данных в последовательности из N наблюдений определяется как нормированная вероятность попадания числа серий в интервал от единицы до значения экспериментального числа серий r .

Ограниченное время переходного процесса, реализующего операцию в блоке б, обеспечивается за счет снижения весового коэффициента перед предыдущим значением (значениями) среднего при увеличении коэффициента перед последним отсчетом АЦП, что происходит при изменении переменной состояния по вероятности статистической независимости.

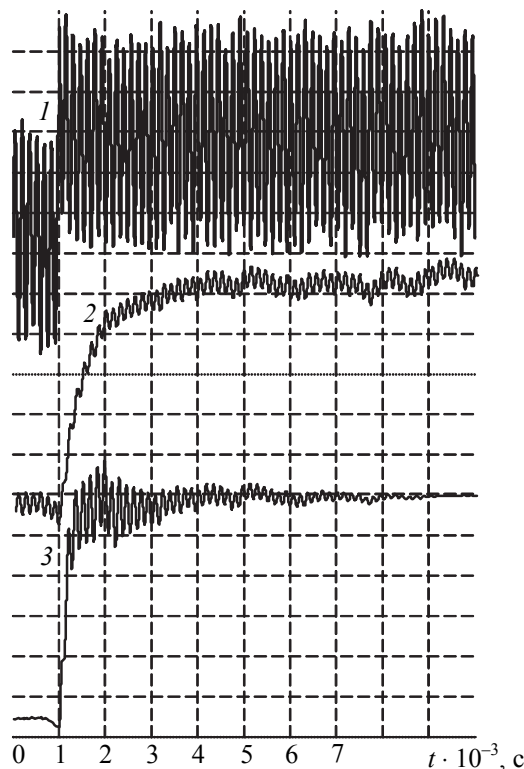


Рис. 3. Временные диаграммы цифровых сигналов: 1 – цифровой сигнал на выходе АЦП без фильтра; 2 – сигнал на выходе оптимизированного фильтра с неизменными характеристиками; 3 – сигнал на выходе адаптивного фильтра

При близкой к нулю вероятности коэффициент перед предыдущим значением среднего также приближается к нулю, а коэффициент перед последним цифровым отсчетом АЦП – к единице, т. е. в качестве среднего значения фильтра используется последний цифровой отсчет. Статистическая независимость последовательности данных нарушается при появлении нестационарности случайного процесса, т. е. при непостоянстве вероятностных характеристик (среднего значения, медианы и т. д.) случайного процесса, поэтому алгоритм адаптируется к случайным нестационарным процессам в случае, когда составляющие дрейфа вероятностных характеристик имеют период, превышающий время выборки N наблюдений.

Заключение. Таким образом, проведенный анализ метода адаптивной фильтрации на основе критерия серий показал, что при появлении нестационарности запаздывание, соответствующее установлению нового значения, не превышает 2–3 тактов. После чего фильтр переходит в новое состояние с наращиванием времени усреднения. Временные диаграммы, характеризующие работу АФ (рис. 3, кривая 3), показывают, что наряду с высокой скоростью установления в динамическом режиме при скачке входных данных разработанный фильтр обеспечивает возрастающее с течением времени ослабление случайных погрешностей в статическом режиме, что позволяет обеспечить снижение динамических и случайных погрешностей.

Литература

1. Ростами Х. Р. Высококчувствительный холловский магнитометр // Приборы и техника эксперимента. 2016. № 2. С. 112–116.
2. О возможности регистрации спектров ядерного магнитного резонанса жидких сред в слабых полях в экспресс-режиме / В. В. Давыдов [и др.] // Журнал технической физики. 2018. Т. 88, вып. 12. С. 1885–1889.
3. Астафьев Е. А., Манжос Р. А. Прибор с широким динамическим диапазоном для измерения электрохимических шумов // Приборы и техника эксперимента. 2018. № 1. С. 149–150.
4. Зубарев Ю. Б., Витязев В. В., Дворкович В. П. Цифровая обработка сигналов – информатика реального времени // Цифровая обработка сигналов. 1999. № 1. С. 5–17.
5. Витязев В. В. Банки фильтров в системах широкополосной передачи данных // Цифровая обработка сигналов. 2016. № 2. С. 44–52.
6. Сухорукова И. Г., Оробей И. О., Гринюк Д. А. Эффективность работы адаптации фильтра на критерии серий // Труды БГТУ. 2011. № 6: Физ.-мат. науки и информатика. С. 107–111.
7. Сухорукова И. Г., Гринюк Д. А., Оробей И. О. Адаптация критерия серий к применению в управлении технологическими процессами // Труды БГТУ. 2014. № 6: Физ.-мат. науки и информатика. С. 92–95.
8. Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. М.: Мир, 1989. 545 с.
9. Олссон Г., Пиани Дж. Цифровые системы автоматизации и управления. СПб.: Невский Диалект, 2001. 557 с.
10. Сухорукова И. Г., Гринюк Д. А., Оробей И. О. Влияние условий фильтрации и сглаживания в информационных каналах на критерий серий // Труды БГТУ. 2016. № 6: Физ.-мат. науки и информатика. С. 117–121.
11. Oliberovich N., Hryniuk D., Orobei I. Measuring the speed of capillary soaking with adaptation regarding coordinates // Open Conference of Electrical, Electronic and Information Sciences (eStream). Vilnius, 2015. P. 1–4. DOI: 10.1109/eStream.2015.7119495.

References

1. Rostami Kh. R. Highly sensitive Hall magnetometer. *Pribory i tekhnika eksperimenta* [Instruments and experimental technique], 2016, no. 2, pp. 112–116 (In Russian).
2. Davydov V. V., Myazin N. S., Dudkin V. I., Grebenikova N. M. On the possibility of recording nuclear magnetic resonance spectra of liquid media in weak fields in express mode. *Zhurnal tekhnicheskoy fiziki* [Journal of Technical Physics], 2018, vol. 88, issue 12, pp. 1885–1889 (In Russian).
3. Astaf'ev E. A., Manzhos R. A. Wide dynamic range instrument for measuring electrochemical noise. *Pribory i tekhnika eksperimenta* [Instruments and experimental technique], 2018, no. 1, pp. 149–150 (In Russian).
4. Zubarev Yu. B., Vityazev V. V., Dvorkovich V. P. Digital signal processing – real-time computer science. *Tsifrovaya obrabotka signalov* [Digital signal processing], 1999, no. 1, pp. 5–17 (In Russian).
5. Vityazev V. V. Filter banks in broadband data transmission systems. *Tsifrovaya obrabotka signalov* [Digital signal processing], 2016, no. 2, pp. 44–52 (In Russian).
6. Sukhorukova I. G., Hryniuk D. A., Orobei I. O. Efficiency of filter adaptation on series criteria. *Trudy BGTU* [Proceedings of BSTU], 2011, no. 6: Physics and Mathematics. Informatics, pp. 107–111 (In Russian).

7. Sukhorukova I. G., Hryniuk D. A., Orobei I. O. Adaptation of the series criterion for use in process control. *Trudy BGTU* [Proceedings of BSTU], 2014, no. 6: Physics and Mathematics. Informatics, pp. 92–95 (In Russian).
8. Bendat Dzh., Pirsol A. *Prikladnoy analiz sluchaynykh dannykh* [Applied Random-Data Analysis]. Moscow, Mir Publ., 1989. 545 p.
9. Olsson G., Piani Dzh. *Tsifrovyye sistemy avtomatizatsii i upravleniya* [Digital automation and control systems]. St. Petersburg, Nevskiy Dialekt Publ., 2001. 557 p.
10. Sukhorukova I. G., Hryniuk D. A., Orobei I. O. Influence of conditions of filtering and smoothing in information channels runs tests. *Trudy BGTU* [Proceedings of BSTU], 2016, no. 6: Physics and Mathematics. Informatics, pp. 117–121 (In Russian).
11. Oliferovich N., Hryniuk D., Orobei I. Measuring the speed of capillary soaking with adaptation regarding coordinates. *Open Conference of Electrical, Electronic and Information Sciences (eStream)*. Vilnius, 2015, pp. 1–4. DOI: 10.1109/eStream.2015.7119495.

Информация об авторах

Оробей Игорь Олегович – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры автоматизации производственных процессов и электротехники. Белорусский государственный технологический университет (220006, г. Минск, ул. Свердлова, 13а, Республика Беларусь). E-mail: orobei@tut.by

Гринюк Дмитрий Анатольевич – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры автоматизации производственных процессов и электротехники. Белорусский государственный технологический университет (220006, г. Минск, ул. Свердлова, 13а, Республика Беларусь). E-mail: hryniuk@tut.by

Олиферович Надежда Михайловна – ассистент кафедры автоматизации производственных процессов и электротехники. Белорусский государственный технологический университет (220006, г. Минск, ул. Свердлова, 13а, Республика Беларусь). E-mail: oliferovich@belstu.by

Лукашевич Максим Францевич – главный инженер. НПП «Герда» (220125, г. Минск, ул. Шафарнянская, 11, Республика Беларусь). E-mail: mluk_75@mail.ru

Анкуда Максим Анатольевич – ассистент кафедры автоматизации производственных процессов и электротехники. Белорусский государственный технологический университет (220006, г. Минск, ул. Свердлова, 13а, Республика Беларусь). E-mail: max.ankuda@gmail.com

Information about the authors

Orobei Igor' Olegovich – PhD (Engineering), Associate Professor, Assistant Professor, the Department of Automation of Production Processes and Electrical Engineering. Belarusian State Technological University (13a, Sverdlova str., 220006, Minsk, Republic of Belarus). E-mail: orobei@tut.by

Hryniuk Dzmitry Anatol'yevich – PhD (Engineering), Associate Professor, Assistant Professor, the Department of Automation of Production Processes and Electrical Engineering. Belarusian State Technological University (13a, Sverdlova str., 220006, Minsk, Republic of Belarus). E-mail: hryniuk@tut.by

Oliferovich Nadezhda Mikhaylovna – assistant lecturer, the Department of Automation of Production Processes and Electrical Engineering. Belarusian State Technological University (13a, Sverdlova str., 220006, Minsk, Republic of Belarus). E-mail: oliferovich@belstu.by

Lukashevich Maksim Frantsevich – Chief Engineer. SPE “Gerda” (11, Shafarnyanskaya str., 220125, Minsk, Republic of Belarus). E-mail: mluk_75@mail.ru

Ankuda Maksim Anatol'yevich – assistant lecturer, the Department of Automation of Production Processes and Electrical Engineering. Belarusian State Technological University (13a, Sverdlova str., 220006, Minsk, Republic of Belarus). E-mail: max.ankuda@gmail.com

Поступила после доработки 19.12.2019