

Обнаружение локальных областей дефектов при неразрушающем контроле протяженных изделий

П.А. Севостьянов, Т.А. Самойлова, А.А. Белевитин, И.М. Бурдин

Российский государственный университет им. А.Н. Косыгина, Москва

Аннотация: В статье рассматривается метод обнаружения локальных участков со скрытыми дефектами у изделий, длина которых на несколько порядков больше других размеров, при обработке информации от неразрушающего контроля изделия. Для получения необходимой информации используются различные средства интроскопии и излучения разной природы. Обработка информации, получаемой с помощью сканирующего контроля, должна обнаруживать участки с дефектами и определить их природу. Для сравнения различных методов обработки и выбора оптимального способа обработки информации использован метод компьютерного моделирования, с помощью которого выполнена имитация процесс получения информации и ее обработки, что упрощает подбор наиболее подходящего способа обнаружения дефекта. В статье описаны типичные модели принимаемого сигнала и приведены результаты моделирования.

Ключевые слова: дефекты, неразрушающий контроль, протяженные изделия, имитационная модель, скользящее усреднение, временные ряды.

Рассматриваемая задача возникает во многих отраслях при производстве изделий, у которых один размер – длина – на много порядков больше двух других размеров. Это, например, оптоволоконные кабели и волокна, стекловолокна, провода, кабели, стержни, трубы газо-, нефте-, паропроводов, тросы, пряжа, элементарные и комплексные нити и т.п. Изделия обследуют с целью обнаружения скрытых дефектов внутри материала. Обследование проводится методами неразрушающего контроля – интроскопии. Для сканирования изделия используют все известные виды излучений: от ультразвука до потока нейтронов [1-3].

Одним из распространенных методов интроскопии является «просвечивание» материала изделия узконаправленным пучком ультразвуковой волны. При попадании на область дефекта в материале волна отражается. Отраженный поток воспринимается приемником, преобразуется в электрический сигнал, после чего подвергается анализу.



Во всех случаях схему контроля можно представить следующим образом: узкий поток излучения направляют перпендикулярно поверхности изделия внутрь его материала. При встрече с препятствием или неоднородностью происходят частичное отражение потока, меняется величина поглощаемой энергии потока, преломляется траектория потока. Эти изменения фиксируют сенсоры, которые вместе с излучателем – источником потока, перемещаются вдоль длины изделия. Материал изделия может быть практически идеально однородным или статистически однородным. В последнем случае сигнал от излучателей рассеивается средой материала изделия, и принимаемый приемником отраженный сигнал содержит случайные флуктуации.

Целью сканирования является обнаружение участков с нарушениями однородности материала, которые выходят за допустимые пределы и могут быть вызваны существенными локальными нарушениями однородности материала или его дефектами [4]. Необходимо обнаружить такие участки, и, по возможности, идентифицировать их природу. В типичном случае, сигнал от сенсора представляет собой поток одномерных оцифрованных числовых данных с постоянным шагом во времени. Направляемый в материал луч не только узконаправленный, но и импульсный, т.е. посылается в материал в течение короткого интервала времени.

Для разработки алгоритмов анализа отраженного сигнала построим математическую модель отраженного сигнала после его приема сенсором [5, 6]. Поток данных рассматривается как отрезок временного ряда (ВР) $X(t) = \{ x(1), x(2), ..., x(N) \}$. Выборочные значения упорядочены по времени их поступления. Важной особенностью ВР является локальное и более или менее компактное расположение области «дефекта». Это означает, что вне области дефекта ВР является стационарным [7].

В качестве базовой модели такого сигнала примем нормальный белый шум с постоянным средним уровнем *m* и среднеквадратическим отклонением



s. В результате дискретизации это поток чисел – сэмплов, разделенных постоянным шагом по времени *dt*, который по умолчанию будем считать равным единице. Количество сэмплов в принятом сигнале обозначим *N*.

Значения получим в Matlab с помощью генератора псевдослучайных чисел. Для имитации сигнала, отраженного от дефекта, предположим, что продолжительность этого сигнала составляет T сэмплов. Их значения отличаются от xs средним уровнем md и среднеквадратическим отклонением sd. Разницы между средними и коэффициентами вариации обозначим P = md - m и SKO = sd - s. Для формирования модели отраженного сигнала с дефектом включим поток значений xd в значения сигнала xs. Участок с дефектом помещен в середину потока значений модельного отраженного сигнала.

Приведем пример, который будем считать базовым при следующих значениях параметров: m = 100; s = 5; P = 10; SKO = 0.5; T = 50; N = 3000.

На рис.1 показана реализация сигнала x (t), полученная в системе Matlab. Область дефекта просматривается безо всякого специального обнаружения. На рис.2 показана аналогичная реализация сигнала x (t), но при P = 2 и *SKO* = 0.1. Обнаружить «невооруженным» глазом присутствие в сигнале области с отражением от дефекта не удается.

Поскольку дефект всегда расположен локально в потоке сэмплов отраженного сигнала, методы обнаружения, основанные на интегральных преобразованиях всего сигнала, например, Фурье – преобразование или оценка коррелограммы, не могут обнаружить такие локальные нарушения однородности потока данных [8, 9]. Попытка использовать средства вейвлет-анализа показали его недостаточные возможности для четкого выделения области дефекта [10].

Поэтому далее рассматриваем лишь методы локальной обработки сигнала по участкам его протяженности.





Наиболее простым и очевидным из этих методов является метод скользящего усреднения. Его в общем виде можно описать формулой:

$$MAx(t) = \frac{1}{t_1 + t_2 + 1} \sum_{j=t-t_1}^{j=t+t_2} A(x(j)),$$
(1)



В качестве преобразующей функции *A* (*x*) используют различные «конструкции», например, просто сумму значений или сумму квадратов отклонений.

Рассмотрим простейший вариант преобразования (2) – скользящее среднее, при котором A(x(t)) = x(j). Для краткости обозначим m(t) = MAx(t):

$$m(t) = \frac{1}{T} \int_{t-T}^{t} x(z) dz$$
⁽²⁾

В этой формуле *z* – переменная интегрирования.

Полнее всего результат преобразования (3) можно отобразить в изображениях по Фурье. Обозначим:

$$X(iw) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \cdot \exp(iwt) dt, \quad M(iw) = \int_{-\infty}^{+\infty} M(t) \cdot \exp(iwt) dt$$

Применив преобразование Фурье к формуле (2), найдем частотную передаточную функцию преобразования $x \rightarrow m$

$$Hxm(iw) = \frac{M(iw)}{X(iw)} = \frac{1 - \exp(-iwT)}{iwT}$$
(3)

Эта функция объясняет один из недостатков преобразования скользящего среднего - о возможности появления в преобразованной функции m(t)колебательных составляющих, которых могло не быть в преобразуемой функции x(t).

Скользящее усреднение анализируемого дискретного сигнала по аналогии с формулой (1) можно записать в форме выражения:

$$MAx(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=t}^{t+n-1} A(x(j)), \ t = 1, ..., N-n+1$$
(4)

В частности, если в качестве оператора усреднения А(.) используется скользящее среднее, то формула (4) приобретает конкретную форму:



$$m(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=t}^{t+n-1} x(j), \ t = 1, \dots, N-n+1$$
(5)

Покажем работу фильтра (5) непосредственно его компьютерным моделированием. Проведем это моделирование следующим образом. Анализируемый сигнал образуем из N = 100 отсчетов, получаемых конкатенацией первых 20 отсчетов, равных нулю, затем 20 отсчетов, равных A = 10, и третьего участка длиной в 60 отсчетов, равного нулю. Таким образом, модель анализируемого сигнала есть дискретный аналог прямоугольного импульса постоянной амплитуды A и продолжительности n, начиная с 21-го отсчета. Интервал усреднения n будем варьировать от 1 до 60 отсчетов со значениями: n = 1, 5, 10, 15, 20, 30, 40, 55, 60, 80.

На рис.3 показаны анализируемый сигнал – поток отсчетов с выбросом прямоугольной формы, и результат скользящего усреднения в зависимости от длины отрезка усреднения *n*.



Рис.3. - Результаты фильтрации прямоугольного выброса в анализируемом сигнале с фильтром скользящего среднего



Повторим моделирование для короткого выброса длиной всего в 2 отсчета. Результат показан на рис.4. Видно, что при коротком, по сравнению с интервалом усреднения, выбросе в анализируемом сигнале его обнаружение практически невозможно.



Рис. 4. – Результат моделирования для короткого выброса

Из результатов моделирования следует, что фильтрация анализируемого сигнала простым скользящим средним позволяет обнаружить выбросы в этом сигнале лишь при условии, что интервал усреднения будет равен или меньше продолжительности выброса.

Для повышения разрешающей способности метода при выделении выброса на фоне стационарного фона предлагается находить среднее не первой, а более высоких степеней для значений отсчетов.

Например, если использовать 4-е степени по формуле:

$$m(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=t}^{t+n-1} x^4(j), \ t = 1, \dots, N-n+1$$
(6)

то даже короткие выбросы могут быть обнаружены, несмотря на то, что их продолжительность меньше длины интервала усреднения. Будем далее назы-



вать фильтрацию сигнала по формуле (6) методом скользящего «степенного» среднего.

На рис.5 показаны результаты работы такого усреднения (6) применительно к тому же потоку отсчетов, который был использован при получении рис.4. Например, даже при n = 30, т.е. в 15 раз больше продолжительности выброса (2 отсчета) при двухкратном превышении амплитуды выброса (2*A*) над средним уровнем стационарного сигнала (*A*) изменение усредненного значения происходит на заметную величину – с 10^4 до $2 \cdot 10^4$ и легко обнаруживается пороговыми измерительными устройствами.



Рис. 5. – Результаты работы усреднения

Анализируемый сигнал практически всегда, независимо от отсутствия или присутствия выбросов, свидетельствующих о наличии дефектов в исследуемом образце, содержит случайные вариации значений.



Эти случайные вариации могут иметь флуктуации, заметно превышающие средний уровень, однако являющиеся следствием вероятностного разброса измеряемых значений, а не присутствия в потоке выбросов.

Поэтому, в первую очередь, следует оценить работу метода скользящего «степенного» среднего в присутствии стационарных случайных вариаций анализируемого сигнала. Результат моделирования – реализация потока отсчетов анализируемого сигнала - показана на рис.6. В данном случае выброс заметно выделяется на фоне стационарных случайных вариаций и надежно обнаруживается методом «степенного» скользящего среднего (рис.7). Однако, очевидно, что если амплитуда выброса будет меньше, то обнаружить такой выброс на фоне помех будет значительно сложнее.



Рис. 6. - Реализация потока отсчетов анализируемого сигнала



Рис. 7. – Обнаружение выброса методом «степенного» скользящего среднего Для повышения надежности диагностирования таких «мало заметных» выбросов предлагается использовать дополнительную операцию обработки потока данных.

В процессе поступления отсчетов в потоке данных будем рассчитывать две оценки среднего уровня: оценку математического ожидания xSr(t) и оценку медианного уровня xMe(t). Сравнение этих двух способов усреднения показывает, что на начальном стационарном участке потока данных и среднее, и медиана подвержены случайным вариациям, которые постепенно уменьшаются. При этом различия между оценками становятся незначительными. После участка выброса происходят существенные изменения для текущего среднего: его оценка получает значительное приращение, тогда как оценка медианы практически «не замечает» появления выброса.

Для того, чтобы обнаружить возможную зависимость результата от закона распределения случайных вариаций, моделирование было повторено с



применением экспоненциального распределения сэмплов. Следует учесть, что экспоненциально распределенные значения имеют коэффициент вариации 100% в отличие от использованного у нормального распределения коэффициента вариации 5%. Поэтому длина реализации *N* увеличена до 400 отсчетов. Выброс длиной *T* единиц поместим в середину реализации.

Полученные кривые динамики изменения текущего среднего и текущей медианы до и после выброса для нормального распределения показаны на рис. 8, а динамика «степенного» скользящего среднего отклонений от текущей оценки медианы показана на рис. 9. Рассмотрение рисунков позволяет сделать считать рассматриваемый метод выделения локального выброса на фоне случайных вариаций приемлемым для использования. На диаграммах «степенного» скользящего отклонений от текущей медианы выброс также обнаруживается достаточно надежно даже при незначительной его длительности в T = 5 отсчетов.



Рис. 8. - Кривые динамики изменения текущего среднего и текущей медианы до и после выброса для нормального распределения



Рис. 9. - Динамика «степенного» скользящего среднего отклонений от текущей оценки медианы

Чтобы иметь возможность выделить локальный выброс в потоке данных по сравнению с наблюдаемыми вариациями, которые лежат в пределах обычного стационарного фона, необходимо иметь меру этих вариаций. Для того, чтобы эта мера была робастной по отношению к стационарным вариациям, предлагается также использовать медианную оценку вариабельности. В итоге получаем статистический критерий процесса последовательной оценки потока отсчетов с целью выделения локального выброса. Формулу для расчета критерия запишем в виде:

$$U_{calc}(t) = \frac{\left|m(T,t) - xme(t)\right|}{Sme(t)}, \ m(T,t) = \frac{1}{T} \sum_{j=t-T}^{t} \left(x(j) - xme(t)\right)^{4},$$

$$xme(t) = \text{median}\left(x(1), x(2), \dots, x(t)\right),$$

$$Sme(t) = \text{median}\left(\left|x(1) - xme(1)\right|, \left|x(2) - xme(2)\right|, \dots, \left|x(t) - xme(t)\right|\right)$$

D

В этом критерии:



- *хте*(*t*) является текущей оценкой медианы потока значений характеристики *x*(*t*);
- *Sme*(*t*) является медианной мерой рассеяния (вариабельности) значений характеристики *x*(*t*) относительно текущей медианы;
- *m*(*T*, *t*) является оценкой скользящего степенного (со степенью 4) среднего при усреднении с окном *T*;
- *U_{calc}(t)* является текущим расчетным значением критерия для обнаружения выброса.

Правило обнаружения: если текущее значение критерия превысило критическое значение Uc: $U_{calc}(t) > Uc$, то это означает, что окрестность точки t потока x(t) продолжительностью ~ T подозрительна на существование выброса в большую или меньшую сторону относительно среднего стационарного уровня.

Литература

1. Зиганшин Р.В., Саиткулов В.Г., Ширяк Л.М., Лантарев С.Е. Использование вихретокового метода неразрушающего контроля для поиска скрытого сварного шва при несанкционированном изменении целостности конструкции автотранспортных средств // Инженерный вестник Дона, 2019, №1. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2019/5547

2. Круглова Т.Н., Ярошенко И.В., Мельников М.А., Работалов Н.Н. Метод лазерной диагностики динамической формы ротора гидрогенератора. Инженерный вестник Дона, 2015, №1. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015 /2777

3. Гришин Н.Ю. Обработка гидроакустических сигналов с помощью вейвлетов. Инженерный вестник Дона, 2023, №10. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n10y2023/8735

4. Тихонов В.И. Выбросы случайных процессов. - Москва: Наука, 1970. - 392 с.



5. Севостьянов П.А., Ордов К.В. Основы анализа и моделирования данных в технике и экономике. - Москва: Тисо Принт, 2015. - 409 с. ISBN 978-5-9904852-3-5

6. Севостьянов П.А., Самойлова Т.А. Прогнозирование «катастроф» по параллельно оцениваемым признакам во временных рядах // Аналитические инструменты коммерческих организаций в инновационной экономике: сборник научных трудов круглого стола, посвященного юбилейному году РГУ им. А.Н Косыгина (14 мая 2020 г.) / под ред. А.В. Генераловой. – М.: ФГБОУ ВО «РГУ им. А.Н. Косыгина», 2020. - 303 с. – с. 227-232.

7. Севостьянов П.А., Самойлова Т.А., Белевитин А.А., Бурдин И.М. О робастности оценки времени релаксации // Инженерный вестник Дона, 2023, № 6. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n6y2023/8457

8. Anderson T. The Statistical Analysis of Time Series. - WILEY INDIA, 720 p.

9. Otnes R.K., Enochson L.D. Applied Time Series Analysis: Basic techniques.Wiley, 1978, 449 p.

10. Подкорытова О.А., Соколов М.В. Анализ временных рядов: учебное пособие для вузов. – 2-е изд., перераб. и доп. – Москва: Издательство Юрайт, 2023. – 267 с.

References

1.Ziganshin R.V., Saitkulov V.G., Shirjak L.M., Lantarev S.E.InzhenernyjvestnikDona,2019,№1.URL:ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2019/5547

2. Kruglova T.N., Jaroshenko I.V., Mel'nikov M.A., Rabotalov N.N. Inzhenernyj vestnik Dona, 2015, №1. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n1y2015 /2777

3. Grishin N.Ju. Inzhenernyj vestnik Dona, 2023, №10. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n10y2023/8735



4. Tihonov V.I. Vybrosy sluchajnyh processov [Outliers of random processes]. Moskva: Nauka, 1970, 392 p.

5. Sevost'janov P.A., Ordov K V. Osnovy analiza i modelirovanija dannyh v tehnike i jekonomike [Fundamentals of data analysis and modeling in engineering and economics]. Moskva: Tiso Print, 2015, 409 p.

6. Sevosť janov P.A., Samojlova T.A. Prognozirovanie «katastrof» po parallel'no ocenivaemym priznakam vo vremennyh rjadah [Forecasting "catastrophes" based on parallelly assessed characteristics in time series]. Analiticheskie instrumenty kommercheskih organizacij v innovacionnoj jekonomike: sbornik nauchnyh trudov kruglogo stola, posvjashhennogo jubilejnomu godu RGU im. A.N Kosygina. Moskva: The Kosygin State University of Russia, 2020, 303 p.

7. Sevost'janov P.A., Samojlova T.A., Belevitin A.A., Burdin I.M. Inzhenernyj vestnik Dona, 2023, №6. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n6y2023/8457.

 Anderson T. The Statistical Analysis of Time Series. WILEY INDIA, 720 p.

9. Otnes R.K., Enochson L.D. Applied Time Series Analysis: Basic techniques. Wiley, 1978, 449 p.

10. Podkorytova O.A., Sokolov M.V. Analiz vremennyh rjadov [Time series analysis]. Moskva: Izdatel'stvo Jurajt, 2023, 267 p.

Дата поступления: 1.12.2023 Дата публикации: 3.01.2024