



Methodology for Measuring the Parameters of Defects in Composite Materials

Vladimir EREMENKO¹, Valentin MOKIYCHUK², Alexander REDKO²

¹ Department of Information and Measuring Technologies,
National Technical University of Ukraine "Kiev Polytechnic Institute I. Sikorsky "; Kiev, Ukraine
phone: +38 044 204-83-14; e-mail: nau_307@ukr.net

² Department of Information and Measuring Systems, National Aviation University, Kiev, Ukraine;
phone: +38 044 406-75-26; e-mail: o.redko.ua@gmail.com

Abstract

The methodology of measuring the parameters of defects of composite materials with honeycomb panels is described. A deterioration factor is proposed for use, which is described on the basis of Young's modulus of elasticity. The informative parameters of the signal are also considered when using the low-speed impact method. It is proposed to use a normalizing Johnson transform to determine the confidence interval of the values of the informational parameter of the impulse of the shock interaction. The application of regression analysis to experimental data allowed to determine the functional dependence of the value of the informative parameter on the degree of damage to the nondestructive testing object and to calculate the damage factor. The method of determining the confidence limits of the coefficient of damage is proposed based on the confidence limits and the equation of the obtained regression model.

Keywords: non-destructive testing, composite material, low-velocity impact method, data processing, regression analysis, Johnson transformations

Методология измерения параметров дефектов композиционных материалов

Владимир ЕРЕМЕНКО, Валентин МОКИЙЧУК, Александр РЕДЬКО

1. Вступление

Современная авиационная промышленность широко использует композиционные материалы (КМ), которые по своим основным параметрам, таким как удельная прочность, надежность, жаро- и эрозионная устойчивость, значительно превосходят металлы и сплавы из них. К надежности изделий из КМ предъявляются очень высокие требования, так как от их технического состояния может зависеть не только работоспособность летательных аппаратов, но и жизни людей. КМ формируются одновременно с изделием, поэтому свойства этих материалов невозможно проконтролировать не во составе изделия.

Важной задачей является повышение надежности оценки технического состояния изделий из КМ не только на момент изготовления, но и в разные моменты времени в процессе эксплуатации и хранения. Одним из методов неразрушающего контроля (НК) изделий из КМ является метод низкоскоростного удара (МНУ), который позволяет определять наиболее опасные дефекты типа расслоений, непроклеев, пористости, посторонних включений в КМ.

В работах [1, 2] представлены результаты статистической обработки измерительной информации, установлена зависимость между выбранными

информативными параметрами (ИП) импульса ударного взаимодействия (ИУВ) информационного сигнала (ИС) и энергией повреждающего удара, и предложены к использованию статистические критерии принятия решений. Это способствовало созданию компьютеризированной информационно-измерительной системы (ИИС) безэталонной дефектоскопии с применением нейронных сетей [3]. При проведении НК, обученная ИИС в режиме реального времени, информирует оператора об имеющемся дефекте.

Целью данной работы является создание методологии, которая позволит определять коэффициент повреждения сотовых панелей КМ на основе обработки статистических характеристик ИП ИС в режиме реального времени.

2. Метод низкоскоростного удара

2.1 Модель дефекта сотовых панелей

Проведение синтеза ИС для формирования обучающей выборки требует методики определения степени поврежденности объекта контроля. Выбор степени повреждения избирается на основе графика зависимости напряжение / деформация сотовых панелей. Для описания зависимости напряжение / деформация в [4] была применена следующая зависимость, которая описывается кривыми вида:

$$\sigma = E\xi \exp\left(-\left(\frac{\xi}{\xi_0}\right)\right).$$

Тогда коэффициент повреждения в зависимости от деформации можно записать, как:

$$D(\xi) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\xi}{\xi_0}\right)^m\right),$$

где m – характеристика жесткости материала; ξ_0 – максимальная деформация; ξ – значения деформации, которой потерпел изделие в контролируемой зоне.

В этом уравнении $D(\xi) = 0$ соответствует неповрежденной участке поверхности контролируемого изделия, а $D(\xi) = 1$ – полностью разрушенной области.

Механическое напряжение изменяется по закону Гука, поэтому

$$\sigma = E_0\xi, \quad (1)$$

где E_0 – модуль Юнга, константа, ξ – деформация, σ – механическая нагрузка.

Известно, что амплитудное значение силы ударного взаимодействия материала и бойка пьезопреобразователя описывается уравнением [5]:

$$F_M = 1.28 \cdot M^{\frac{3}{5}} \cdot V^{\frac{6}{5}} \cdot \left(\frac{1-\mu^2}{E}\right)^{\frac{2}{5}} \cdot r^{\frac{1}{5}},$$

где M – масса бойка, V – скорость бойка, μ – коэффициент Пуассона, r – радиус бойка. Путем соответствующих преобразований можно установить, что:

$$\frac{E'}{E} = \left(\frac{F'_M}{F_M} \right)^{\frac{5}{2}},$$

где F'_M – сила ударного взаимодействия в поврежденной зоне контролируемого объекта, а F_M соответствует неповрежденной зоне.

Из рис. 1 видно, что с уменьшением упругости зоны контроля уменьшается амплитудное значение и увеличивается значение длительности ИУВ.

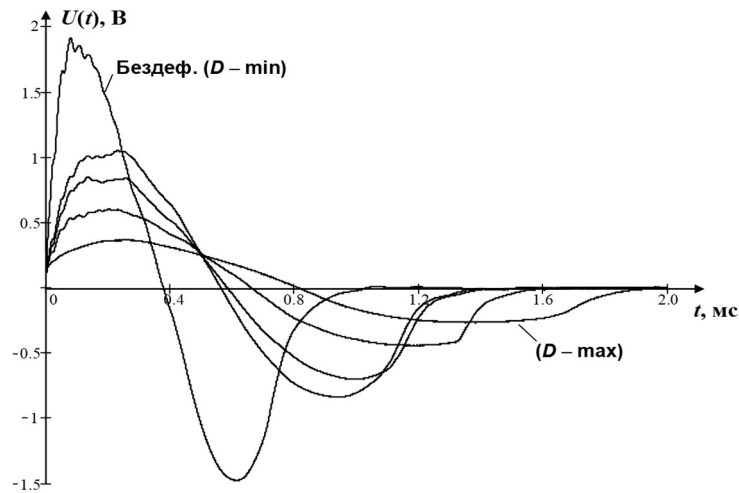


Рисунок 1. Импульс ударного взаимодействия для различной степени поврежденности образца

Тогда из формулы (1) имеем:

$$D(\xi) = 1 - \frac{E'}{E} = 1 - \left(\frac{F'_M}{F_M} \right)^{\frac{5}{2}}. \quad (2)$$

Как уже отмечалось, КМ имеют широкий спектр возможных типов дефектов, кроме этого при различных нагрузках одни и те же дефекты могут вести себя по-разному. Поэтому предлагается рассматривать возможность обнаружения средствами НК не отдельных типов дефектов и их размеров, а возможность определения интегрального параметра – коэффициента повреждения материала [6].

Предполагается, что изначально хрупкое тело будет иметь линейную упругость в пределах $0 < \sigma < \sigma_y$, где σ_y – граница пластичности. С предыдущей формулы видно, что деформация при границе пластичности составляет

$$\xi_y = \frac{\sigma_y}{E_0}. \quad (3)$$

Для определения отклонения от линейной эластичности по отношению давления к деформации будет введен коэффициент повреждения D

$$\sigma = E_0(1 - D)\xi. \quad (4)$$

Если $D = 0$, формула (4) преобразуется в (1) и имеет место линейная упругость; если же $D \rightarrow 1$ ($\xi \rightarrow \infty$), возникает повреждение.

2.2. Измерительный эксперимент

Экспериментальные исследования проводились на образцах композиционных материалов с сотовым заполнением ПСП-1 и обшивкой на основе стеклоткани Т42 / 1-76, физико-механические характеристики которых соответствуют реальным конструкциям. Для моделирования различной степени повреждения на образцы сотовых панелей были нанесены точечные удары с нормированной энергией A равной 2,297; 2,812; 3,240 и 5,109 кДж. Дефекты данного типа наиболее часто встречаются при эксплуатации изделий из композитов. Видимые размеры дефектов не превышали 5 мм. На сотовых панелях в зонах ударного повреждения были получены импульсы ударного взаимодействия с применением метода низкоскоростного удара [2].

Метод основан на измерении параметров ИУВ бойка измерительного датчика с зоной объекта контроля. В связи с тем, что дефектная область менее упругая, чем Бездефектная, удары получаются менее упругими, что и приводит к уменьшению амплитуд и увеличению длительности ИУВ.

В работе [7] исследовались оценки таких статистических характеристик как: медианы, математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение от информативных параметров (ИП) амплитуд и длительностей ИУВ с предположением о распределении ИП по закону Гауса.

3. Оценивание значений и выбор информативных параметров

3.1. Определение закона распределения измеренной величины

На рис. 2 изображены распределения информативных параметров для зоны без дефекта и для поврежденных зон с энергией удара A от 2,3 до 5,1 кДж. Как видно на рис.2 форма эмпирических зависимостей не описывается нормальным законом распределения. В связи с этим, для дальнейшей обработки измерительной информации предлагается воспользоваться нормализующим преобразованием Джонсона.

Для полученных данных выбирают соответствующую им кривую Джонсона. Далее превращают начальную случайную величину X (заданную в некотором интервале) так, чтобы результат преобразования можно было рассматривать как нормированную случайную величину, распределенную по нормальному закону распределения. Используя которую определяют значение квантилей необходимого уровня [8]. Преимущество данного подхода заключается в том, что значение эмпирической функции распределения случайной величины X вычисляются как значение функции нормального распределения. В общем случае прямое и обратное преобразования имеют вид:

$$Z = \gamma + \eta \cdot h(X, \varepsilon, \lambda); \quad x = \varepsilon + \lambda \cdot h^{-1}(Z, \gamma, \eta); \quad \eta > 0, \quad -\infty < \lambda < \infty, \quad \lambda > 0, \quad -\infty < \varepsilon < \infty$$

где $h(X, \varepsilon, \lambda)$ – случайная функция распределения семьи Джонсона; γ , η , ε и λ – параметры распределения (форма, центр и масштаб); Z – нормированная случайная величина, распределенная по закону Гаусса; x – случайная величина с распределением Джонсона.

На рис. 3 показаны функции распределения информативных параметров в дефектных зонах: гистограммами отображены эмпирические зависимости и цельными линиями – функция обратного преобразования Джонсона, пунктирными линиями – плотность вероятности нормального распределения.

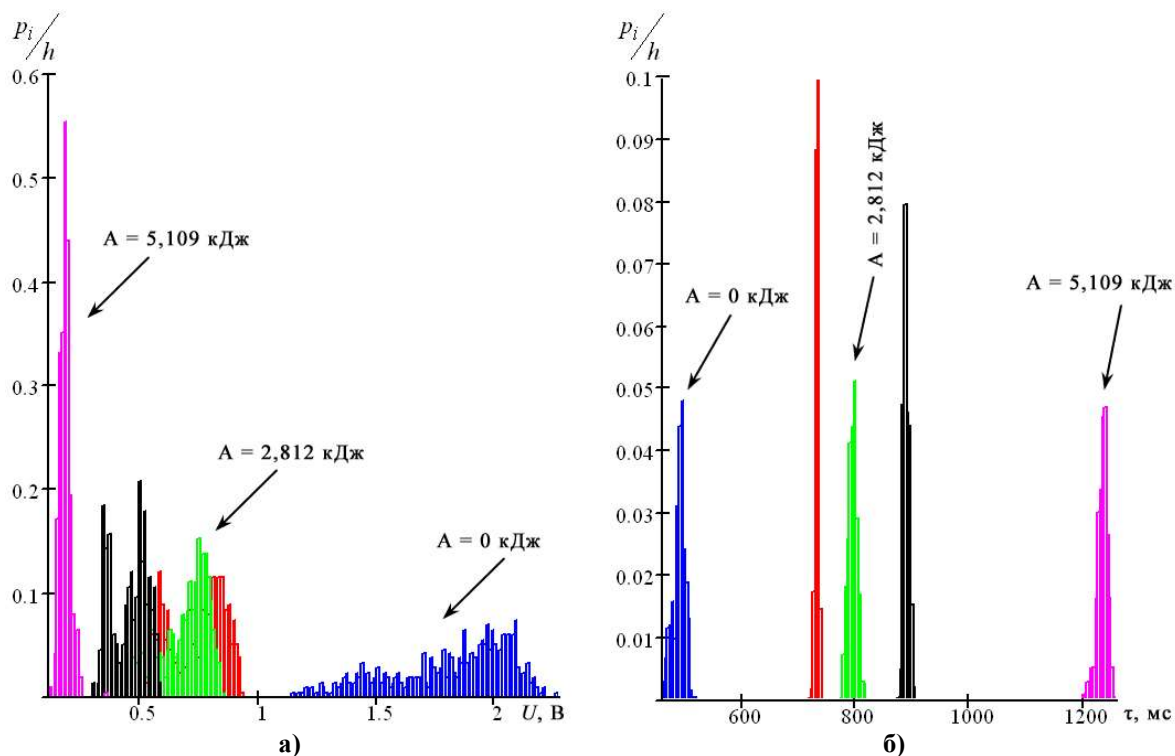


Рисунок 2. Эмпирические зависимости информативных параметров ИУВ:
а) амплитуды ИУВ и б) длительности ИУВ

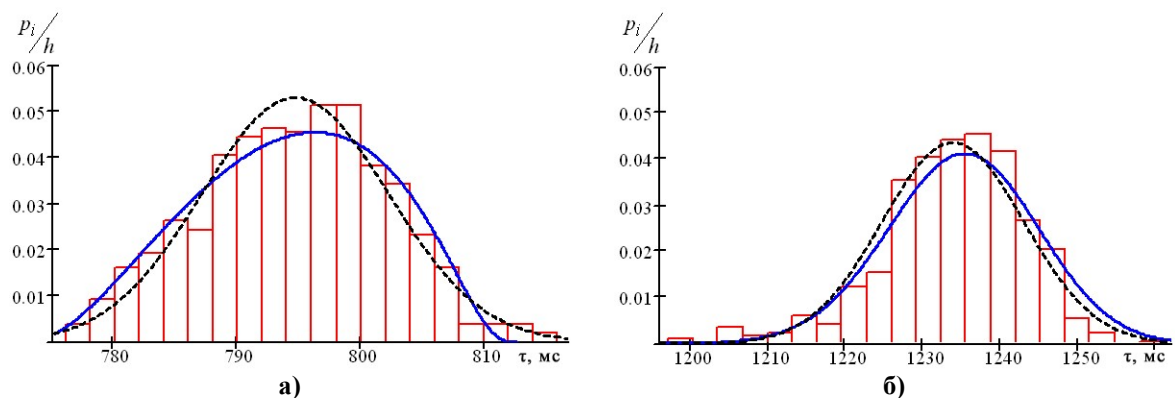


Рисунок 3. Эмпирические и теоретические распределения вероятностей длительностей ИУВ в дефектных зонах с энергией повреждающего удара: а) 2,812 кДж и б) 5,109 кДж

3.2. Определение функциональной зависимости

Для определения коэффициента степени повреждаемости по значению ИП предлагается использовать градуировочную характеристику (ГХ) конкретного типа КМ. Для ее построения используют оценки математического ожидания ИП для неповрежденной зоны и зон с нанесенным повреждением.

Для оценки доверительных интервалов ИП применен метод оценки расширенной неопределенности, основанный на оценке квантилей закона распределения оценки значения ИП с использованием нормализующего преобразования Джонсона. Параметры аппроксимирующей функции могут быть оценены квантильным (если составляющая оценена по типу А) и моментным (тип В) способом.

3.3. Определение параметров робастной регрессии

При снятии информационных сигналов в процессе НК присутствуют погрешности средства контроля и влияние случайных величин, которые приводят к наличию в выборке ИС выбросов. Случается, что погрешности этих значений (остатки) имеют небольшой вес из-за чего их невозможно удалить из выборки. Как правило эти погрешности распределены не по нормальному закону, а так как в методе наименьших квадратов (МНК) при получении оценок параметров каждое наблюдение имеет одинаковый вес, остатки влияют на оценки коэффициенты регрессии. Поэтому имеет смысл использовать робастные методы, которые позволяют уменьшать вес тех наблюдений, которые дают большую погрешность [9].

В данной работе предлагается применять процедуру М-оценки Хьюбера для определения значений коэффициентов уравнения регрессии. М-оценки зарекомендовали себя устойчивыми к данным распределенным по закону распределения отличным от нормального. Подставив в качестве аргумента в полученное уравнение соответствующие статистические характеристики ИП ИУВ становится возможным не только определение, но и прогнозирования степени дефектности объекта контроля в области построения.

М-оценки Хьюбера относятся к классу оценок метода максимального правдоподобия. Согласно [10] М-оценки робастной регрессии получают методом итераций, которые минимизируют выражение:

$$\sum_{i=1}^N \rho\left(\frac{z_i}{s}\right) \rightarrow \min,$$

де N – количество измерений;

$\rho(\alpha_i)$ – критерий минимизации при параметре $\alpha_i = \frac{z_i}{s}$;

s – оценка масштаба;

z_i – погрешность измерения выходных величин;

Согласно метода Хьюбера критерий минимизации имеет вид

$$\rho(\alpha_i) = \begin{cases} 0,5 \cdot \alpha_i^2, & -a \leq \alpha_i \leq a, \\ a \cdot |\alpha_i| - 0,5 \cdot a^2, & \alpha_i < -a \cup \alpha_i > a, \end{cases}$$

где a – точка перелома.

Весовая функция для $\rho(\alpha_i)$:

$$\omega(\alpha_i) = \begin{cases} 1, & -a \leq \alpha_i \leq a, \\ \frac{a}{|\alpha_i|}, & \alpha_i < -a \cup \alpha_i > a, \end{cases}$$

На практике возникает сложность при выборе констант настройки: точки перелома a , масштабного множителя s и параметра правила остановки итерационной процедуры d . В [10] ссылаясь на работы П. Хьюбера предлагают использовать $a = 2$ и $s = 1,4826 \cdot \text{median}|z_i - \text{median}|z_i||$, который обеспечивает примерную оценку стандартного отклонения. Выбор оценки s влияет на результаты, так как оценки робастной регрессии не инвариантны относительно этого масштабного множителя.

МИ 2175-91 [11] рекомендует использовать две весовые функции, которые имеют вид (4) с последующим расчетом на их основе соответствующих сумм, которые в свою очередь влияют на результат приростов оценок регрессии:

$$\omega_1(\alpha_i) = \begin{cases} \alpha_i, & |\alpha_i| < a; \\ 1, & |\alpha_i| > a; \end{cases} \quad \omega_2(\alpha_i) = \begin{cases} 1, & |\alpha_i| < a; \\ 0, & |\alpha_i| > a; \end{cases} \quad (5)$$

где $a = 1,5$, $s = 1,4826 \cdot \text{median}|z_i|$.

В статье [12] была предложена экспериментально подтвержденная процедура определения оценок коэффициентов линейной регрессионной модели. Основные шаги этой процедуры изложены ниже.

1. Если значения входных величин X_i точно известны, а случайные погрешности N измерений Y_i имеют распределения, отличные от гауссовского, или могут содержать грубые ошибки, то для построения модели вида рекомендуется использовать устойчивые методы, в частности оценки Хьюбера;
2. При использовании устойчивых методов необходимо получить начальные приближения b_0, k_0 для коэффициентов регрессии, в качестве которых можно использовать МНК-оценки или устойчивые оценки Вальда или Барлетта. Применение оценки МНК может быть рискованным вследствие ее очень большой чувствительности к выбросам;
3. Устойчивые оценки Хьюбера находят итерационным алгоритмом. На q -ом шаге рассчитывают отклонения данных от расчетной линии по формуле 6, которые используют для вычисления параметров приростов оценок коэффициентов $\Delta b_q, \Delta k_q$.

$$z_{iq} = Y_i - (b_{q-1} + k_{q-1} \cdot X_i), \quad i = \overline{1, N}; \quad (6)$$

Рассчитывают новые значения коэффициентов:

$$b_q = b_{q-1} + \Delta b_q, \quad k_q = k_{q-1} + \Delta k_q$$

Итерационный процесс заканчивается после выполнения заданного количества шагов q , или при выполнении правила остановки:

$$\Delta b_q < d \cdot S(b_0), \quad \Delta k_q < d \cdot S(k_0),$$

где $S(b_0), S(k_0)$ – с.к.о. начальных приближений, $d > 0$ – выбирают в границах от 0,1 % до 0,01 %.

4. Построение линейной ГХ по полученным оценкам коэффициентов регрессии. Подобранный модель должна проходить через доверительные интервалы входной и выходной величин, так называемые «калибровочные прямоугольники».

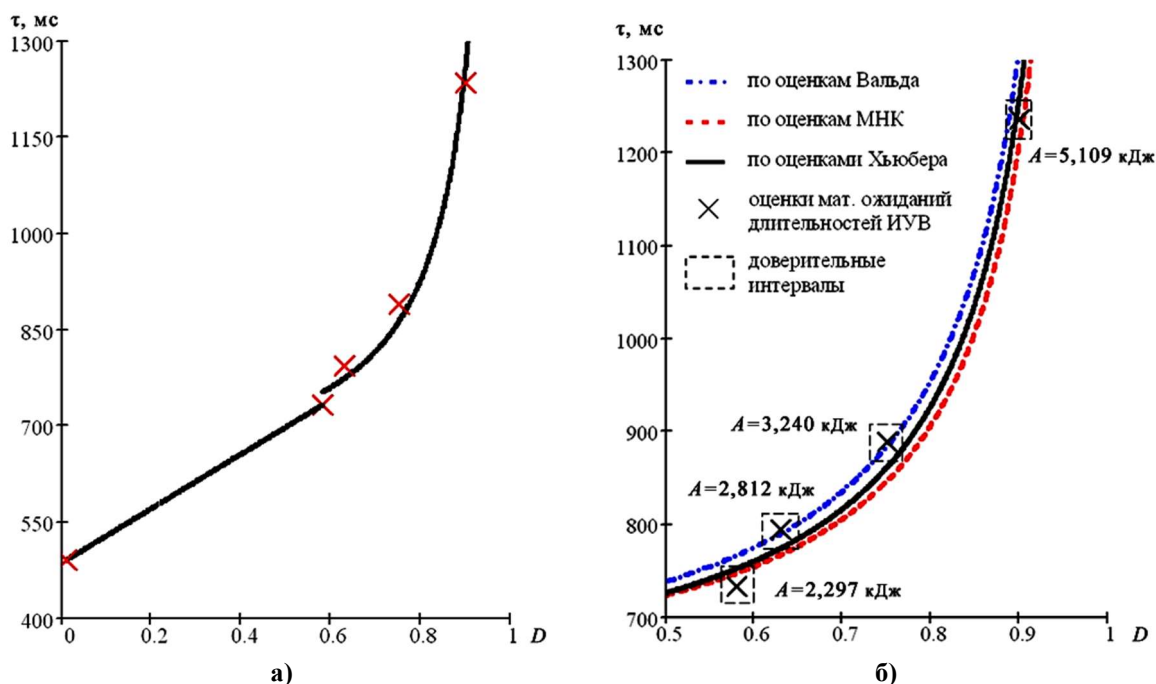


Рисунок 4. Градуировочные характеристики оценок математического ожидания длительностей ИУВ от оценок коэффициента повреждения на диапазоне: а) от 0 до 1; б) от 0,5 до 1 рассчитанным по оценкам МНК, Вальда и Хьюбера

На рисунке 4 приведены ГХ оценок математического ожидания массивов длительностей от коэффициента поврежденности КМ с сотовым наполнителем. Прямоугольниками отображены: доверительные интервалы ИП ИУВ, которые представлены квантильными оценками плотности распределения вероятности с использованием преобразования Джонсона; доверительные интервалы коэффициента поврежденности.

На рис. 4 а) отображена ГХ, функциональная зависимость которой была определена с использованием метода кусочной аппроксимации. Значения D были получены исходя из формулы 2 на основе оценок групповых медиан массивов амплитуд ИУВ соответствующих зон объекта неразрушающего контроля. В зависимости от диапазона коэффициента поврежденности, аналитическое представление ГХ имеет вид:

$$\tau_1(D) = 423,8 \cdot D + 486,9, \quad \text{при } D \in \overline{0, 0,58},$$

$$\tau_2(D) = 630,6 - \frac{66,5}{\ln(D)}, \quad \text{при } D \in \overline{0,58, 1}.$$

Наиболее оптимальная модель ГХ должна проходить через доверительные интервалы точек градуировки. Как видно из рис. 4 б) модели по оценкам метода наименьших квадратов и Вальда не являются интерполяцией, в отличие от модели ГХ построенной по оценкам Хьюбера.

Имея информацию о значении длительности ИУВ, при проведении НК методом низкоскоростного удара КМ с сотовым наполнителем, и оперируя ГХ отображенными на рис. 4, оператор может в режиме реального времени определить значение коэффициента повреждения.

3.4. Определение коэффициента повреждения по ГХ

При известном значении длительности ИУВ, полученном при проведении НК, точечную оценку значения коэффициента повреждения получают исходя из обратного уравнения ГХ $x = f^{-1}(y)$. Интервальную оценку x предлагается определять как значение обратной функции регрессии от аргумента равному границе расширенной неопределенности ИП ИУВ. Данный подход отображён на рис. 5 описан авторами в статье [13]. Значения границ доверительных интервалов между точками градуировки предлагается определять функциями сплайн-интерполяции.

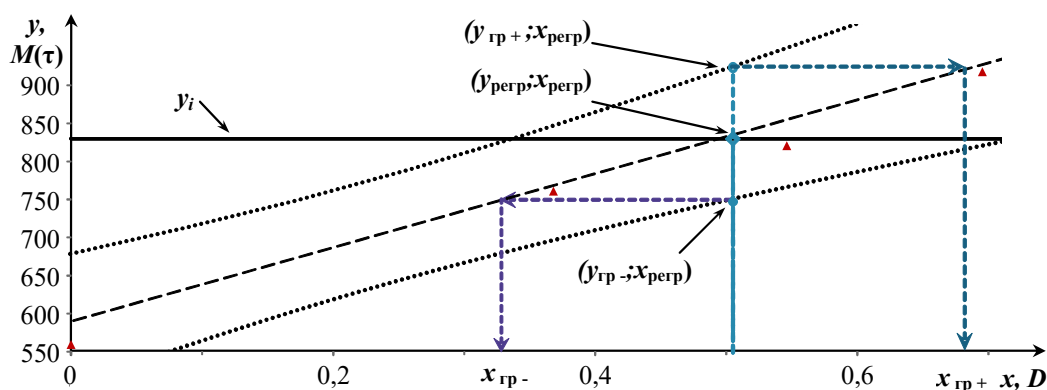


Рисунок 5. Иллюстрация способа определения доверительного интервала коэффициента повреждения по модели регрессии

Уменьшение расширенной неопределенности входной величины по результатам измерения выходной величины, в большинстве случаев, зависит от:

- количества точек диапазона измерительного эксперимента (зависит от выбранного вида математической зависимости и возможностей эксперимента)
- количества измерений исходной величины в каждой точке;
- выбора вида и проверка выбранного вида математической зависимости выходной величины от входной. Параметры функции зависимости определяют регрессионным анализом по данным градуировки, то есть по выходным сигналам, полученным в процессе измерительного эксперимента и данным об объекте измерения. От выбора метода регрессионного анализа зависит оптимальность оценки коэффициентов уравнения выбранной заранее модели.
- априорной информации о неопределенности связанной с систематическими влияющими величинами (поправки, смещение) объекта и средства измерения;
- детального определения и оценки воздействия (дрейф) измерительной системы на результат измерения;
- корректности оценки неопределенности связанной с случайными влияющими величинами (правильность выбора критериев выявления выбросов и определение закона распределения случайной величины);
- выбранного способа оценки расширенной неопределенности выходной величины.

4. Выводы

В статье изложена методология измерения параметров дефектов композиционных материалов с сотовым наполнителем. Предложен к использованию коэффициент повреждения, который описывается через модуль упругости Юнга. Также рассмотрены информативные параметры информационного сигнала при использовании метода

низкоскоростного удара. Предложено использовать нормализующее преобразование Джонсона для определения доверительного интервала значений информативного параметра импульса ударного взаимодействия. Применение регрессионного анализа к экспериментальным данным позволяет определить функциональную зависимость значения информативного параметра от степени повреждения объекта контроля и, перейти к коэффициенту повреждения. Предложен способ определения доверительных границ коэффициента повреждения исходя из доверительных границ и уравнения полученной регрессионной модели.

Литература

1. Еременко В.С., Е.Ф. Суслов, О.А. Гилева. Отчет о возможности применения метода низкоскоростного удара и методов обработки сигналов для выявления и диагностики дефектов композиционных материалов, применяемых на самолетах «Ан». К.: НАУ, 2011, 34 с.
2. Еременко В.С., В.М. Мокийчук, А.М. Овсянкин. Обнаружение ударных повреждений сотовых панелей методом низкоскоростного удара. Техническая диагностика и неразрушающий контроль, №1, 2007, с. 24-27.
3. Єременко В.С., А.В. Переїденко, П.А. Шегедін. Класифікатор стану виробів із композиційних матеріалів на основі нейронної мережі адаптивної резонансної теорії. Вісник НАУ, №1, 2012, с. 92-100.
4. Фудзии Т., М. Дзакко. Механика разрушения композиционных материалов (пер.с япон.). М.: Мир, 1982, 232 с.
5. Cawley P., R.D. Adams. The mechanics of the coin-tap method of non-destructive testing. Journal of Sound and Vibration, Vol. 122, Is. 2, 1988, pp. 299-313.
6. Krajcinovic D., M.D. Silva. Statistical aspects of the continuous damage theory. Int. J. Solids Struct, Vol. 18, 1982, pp. 551-562.
7. Редько О.О. Виявлення дефектів стільникових панелей із застосуванням статистичних характеристик інформаційних сигналів. Современные методы и средства НК и ТД: сб. научн. трудов по материалам междунар. конф., 05-09 окт. 2009 г., Киев, 2009, с. 84-87.
8. Самойліченко О.В., В.М. Мокійчук, В.С. Єременко, Ж.О. Павленко. Метод оцінювання розширеної невизначеності результатів вимірювань за допомогою перетворення Джонсона. Вісник національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут», Серія Приладобудування, № 38, 2009, с. 93-101.
9. Статистичний аналіз даних вимірювань: навчальний посібник (В.С. Єременко, Ю.В. Куц, В.М. Мокійчук, О.В. Самойліченко). К.: «Освіта України», 2013, 320 с.
10. Драйпер Н., Г. Смит. Прикладной регрессионный анализ (пер. с англ). Изд. 3-е, М.: Издательский дом «Вильямс», 2007, 912 с.
11. Рекомендация по метрологии. Градуировочные характеристики средств измерений. Методы построения. Оценивание погрешностей. МИ 2175-91. С-Пб.: ВНИИМ им. Д.И. Менделеева, 1997, 55 с.
12. Єременко В.С., В.М. Мокійчук, О.О. Редько. Методика визначення ступеня ударного пошкодження стільникових панелей. Східно-Європейський журнал передових технологій, том. 6, № 11(60), 2012, с. 41-44.
13. Єременко В.С., В.М. Мокійчук, О.О. Редько. Метод установаження міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювань випробувальної лабораторії. Метрологія та прилади, №5-І (67), 2017, с. 68-77.