



Неопределенность измерений из-за неадекватности модели



Николай РУБИЧЕВ

Nickolay A. RUBICHEV

Подходы к оценке неопределенности измерений из-за неадекватности математических моделей исследуемого объекта.

Рассмотрены функциональные модели, а также в виде случайных величин или случайных функций, линейные или безынерционные модели операторов преобразования сигналов.

Ключевые слова: математическая модель, неопределенность измерений, анализ погрешностей.

Рубичев Николай Александрович – кандидат технических наук, доцент кафедры «Электротехника, метрология и электроэнергетика» Московского государственного университета путей сообщения (МИИТ).

При измерении любых величин всегда делаются определенные предположения об исследуемом объекте (ИО). В частности, при статических измерениях предполагается, что фигурирующая величина не изменится во времени. При измерении параметров, например, амплитуды и частоты синусоидального сигнала или фиксации диаметра и координат центра кругового сечения, предполагается, что ИО описывается некоторой функцией, вид которой известен. Более сложные предположения делаются при исследовании случайных объектов (величин, процессов, полей), операторов преобразования сигнала и др.

Все подобные предположения можно трактовать как некоторые математические модели. Причем очевидно, что любое математическое описание реального объекта является приближенным, неадекватным. Неадекватность математической модели приводит к специфичной неопределенности измерений. Эта специфика проявляется прежде всего в том, что неопределенность обусловлена не свойствами средств измерений (аппаратными и методическими погрешностями), а свойствами ИО и видом используемой математической

модели, на основе которой определена цель измерения.

В ходе анализа аппаратных и методических погрешностей измерений также делаются некоторые предположения. Например:

- при анализе динамических погрешностей ограничивается сверху модуль производной измеряемой величины;

- при анализе погрешностей интерполяции в зависимости от алгоритма интерполяции ограничиваются модули более высоких производных;

- при анализе погрешностей из-за дискретизации по времени делаются предположения о равенстве энергетического спектра исследуемого процесса нулю вне некоторой полосы частот.

С учетом этого математические модели можно разделить на два уровня:

- модели первого уровня, на основе которых формируются цель и алгоритм измерений;

- модели второго уровня, на основе которых оцениваются погрешности (неопределенность) измерений.

В данной статье частный случай, рассмотренный в [1, 2], обобщается на некоторые более широкие классы моделей первого уровня.

ФУНКЦИОНАЛЬНЫЕ МОДЕЛИ

Функциональные модели являются наиболее часто используемыми математическими моделями ИО. Они применяются при описании зависимости различных физических величин $x_p, \dots, x_n$, характеризующих ИО, и в общем случае времени t , (зависимость сигналов различной физической природы от времени, линии и поверхности различных объектов, зависимость свойств материалов от внешних факторов и др.).

Модели этого типа используются также в рамках других математических моделей — например, для описания законов распределения случайных величин и случайных функций и корреляционных функций или энергетических спектров случайных функций. Они применяются, кроме того, для описания функций преобразований безынерционных операторов и весовых функций линейных операторов. Сложные функциональные модели, содержащие

иногда большое число параметров, имеют целью распознавание образов.

На основе функциональных моделей ставятся задачи измерения некоторых параметров, которые неразрывно связаны с самими этими моделями. В таком случае предполагается, что ИО описывается уравнением связи

$$f(x_p, \dots, x_n, t, a_p, \dots, a_m) = 0, \quad (1)$$

где $f()$ — функциональная зависимость определенного вида, в которую кроме аргументов $x_p, \dots, x_n, t$ входят параметры $a_p, \dots, a_m$, определяемые видом функциональной модели. Целью измерения здесь является определение значений всех или некоторых параметров, а вид функциональной зависимости предусматривается заданным и не подлежит исследованию. Простейшей функциональной моделью служит константа, содержащая один параметр.

Алгоритм измерения параметров сводится к оптимальной аппроксимации экспериментальных данных с помощью функции, задаваемой функциональной моделью (1), то есть к определению значений параметров $a_{I_{изм}}, \dots, a_{m_{изм}}$, обеспечивающих минимум некоторого заданного критерия отличия [2]

$$F = F\{I_0\}; f(x_p, \dots, x_n, t, a_{I_{изм}}, \dots, a_{m_{изм}})\}, \quad (2)$$

где через I_0 обозначена первичная измерительная информация (отсчеты функций времени, координаты точек и т.д.).

Если ИО точно соответствует используемой функциональной модели, то при отсутствии инструментальных и методических погрешностей в первичной информации минимальное значение критерия отличия будет равно нулю. При неадекватности функциональной модели это минимальное значение $F_{мин}$ будет интегральной оценкой неадекватности функциональной модели и может быть пересчитано [1, 2] в область неопределенности измеряемых параметров в соответствии и с условием

$$\frac{F\{f(x_p, \dots, x_n, t, a_{I_{изм}} + \Delta a_p, \dots, a_{m_{изм}} + \Delta a_m)\}}{f(x_p, \dots, x_n, t, a_{I_{изм}}, \dots, a_{m_{изм}})} \leq F_{мин}. \quad (3)$$

В рамках функциональной модели предполагается, что ИО является детерминиро-



ванным. Поэтому неадекватность математической модели (1) может быть обусловлена не только неадекватностью вида функции f , но и наличием в ИО случайных отклонений. Разделить эти факторы можно путем многократных измерений, анализируя значение $F_{мин}$, которое в этом случае будет случайной величиной. Математическое ожидание этой величины допустимо трактовать как интегральную оценку неадекватности формы функциональной модели, а дисперсию, среднеквадратическое отклонение или длину доверительного интервала использовать как интегральную оценку неадекватности предположения о детерминированности ИО.

Завершая рассмотрение неопределенности измерений из-за неадекватности функциональной модели, отметим один вид методической погрешности измерений, также связанный с неадекватностью функциональной модели. Значения интересующих величин иногда находят по результатам измерения некоторых других величин, учитывая связь между ними, установленную в рамках некоторой функциональной модели. Наиболее известным примером является измерение действующего значения прибором, измеряющим амплитуду или средневыпрямленное значение и проградуированным в действующих значениях в предположении, что исследуемый сигнал синусоидальный. Для несинусоидальных сигналов это может привести к очень большому методическим погрешностям. Однако эта погрешность будет обусловлена в первую очередь методом измерения, а не свойствами ИО.

Принципиальное отличие такой методической погрешности и неопределенности значения параметров из-за неадекватности функциональной модели состоит в следующем. Действующее значение любого сигнала за счет совершенствования методов и средств измерений может быть измерено со сколь угодно малой погрешностью (неопределенностью). Неопределенность измерения амплитуды несинусоидального сигнала (параметра синусоидальной модели) из-за неадекватности функциональной модели нельзя устранить, совершенствуя методы и средства измерений. Правоммерно считать, что инструментальные и методические погрешности ха-

рактеризуют неопределенность результата измерений, а неадекватность функциональной модели демонстрирует неопределенность действительного или истинного значения параметров.

СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

Такие величины являются более сложными объектами, чем детерминированные величины. Однако в отличие от полностью неопределенных объектов они обладают устойчивыми вероятностными характеристиками, то есть имеют вполне определенное математическое описание, которое служит математической моделью. При исследовании случайных величин обычно измеряются числовые вероятностные характеристики (математическое ожидание, дисперсия и др.). Подавляющее большинство числовых характеристик λ случайной величины ξ вводится как математическое ожидание некоторой функции от нее

$$\lambda = M[\phi(\xi)] = \int_{-\infty}^{\infty} \phi(x) w_{\xi}(x) dx, \quad (4)$$

где $w_{\xi}(x)$ — плотность вероятности случайной величины ξ .

Наиболее часто используются оценки λ в виде среднего арифметического результатов N экспериментов по наблюдению величины ξ

$$\lambda^* = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \phi(\xi_j), \quad (5)$$

где ξ_j — значение (реализация) величины ξ в j -м эксперименте, которое для разных серий экспериментов также выступает случайной величиной.

При отсутствии погрешностей измерения ξ оценка (5) является несмещенной, то есть математическое ожидание случайной оценки λ^* равно оцениваемой величине λ , а дисперсия оценки λ^* задается соотношением

$$\sigma_{\lambda^*}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{j=1}^N \sum_{v=1}^N K_{jv} = \frac{\sigma_{\phi(\xi)}^2}{N^2} \sum_{j=1}^N \sum_{v=1}^N R_{jv} \leq \sigma_{\phi(\xi)}^2 \quad (6)$$

где K_{jv} — корреляционные моменты величин $\phi(\xi_j)$ и $\phi(\xi_v)$. Напомним, что при $j=v$ корреляционный момент переходит в дисперсию $\sigma_{\phi(\xi)}^2$ величины $\phi(\xi_j)$,

$R_{jv} = K_{jv} / \sigma_{\phi(\xi)}^2$ – коэффициент корреляции величин $\phi(\xi_j)$ и $\phi(\xi_v)$.

Оценка сверху в (6) сделана в предположении, что все $R_{jv} = 1$, то есть результаты всех N экспериментов максимально зависимы (совпадают).

Дисперсия $\sigma_{\lambda^*}^2$ характеризует неопределенность оценки вероятностной характеристики, независимую от свойств средств измерений и определяемую свойствами ИО и объемом выборки. При фиксированном N она аналогична неопределенности результатов измерения параметров из-за неадекватности функциональной модели. Однако ею можно управлять, изменяя объем выборки.

При измерении вероятностных характеристик делаются два предположения в рамках математической модели ИО, которой в данном случае сопутствует серия экспериментов по наблюдению одной и той же случайной величины.

1) Предполагается, что результаты всех экспериментов имеют одинаковые вероятностные характеристики. При невыполнении этого предположения математическое ожидание оценки λ^* будет равно среднему арифметическому значений λ_j в каждом эксперименте:

$$M[\lambda^*] = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \lambda_j. \quad (7)$$

Здесь область неопределенности измерений $\Delta\lambda$ из-за неадекватности математической модели (различия вероятностных характеристик) можно задать условием

$$|\Delta\lambda| \leq (\max \lambda_j - \min \lambda_j) / 2. \quad (8)$$

2) Результаты различных экспериментов ξ_j предполагаются статистически независимыми. В этом случае при $j \neq v$ $K_{jv} = 0$ и из (6) получаем известную формулу

$$\sigma_{\lambda^*}^2 = \sigma_{\phi(\xi)}^2 / N. \quad (9)$$

Однако при нарушении выдвинутого предположения дисперсия оценки оказывается больше. Верхняя граница дисперсии приведена в неравенстве формулы (6). Практически эта граница, независимая от объема выборки N , бесполезна. Более конструктивной будет верхняя граница, полученная в предположении, что статистически зависимы k соседних экспериментов. Тогда из (6) получаем

$$\sigma_{\lambda^*}^2 < \sigma_{\phi(\xi)}^2 (2k+1) / N. \quad (10 \text{ а})$$

Таким образом, неадекватность математической модели, обусловленная зависимостью k результатов, увеличивает дисперсию неопределенности в $(2k+1)$ раз.

Оценка дисперсии в соответствии с (10), хотя и больше величины, задаваемой (9), однако она также неограниченно убывает с возрастанием N . Тем не менее возможна и более худшая ситуация, когда результаты экспериментов, отстоящих более чем на k , имеют отличный от нуля модуль коэффициента корреляции, не превосходящий $R_M > 0$. В этом случае из (6) получаем

$$\sigma_{\lambda^*}^2 < \sigma_{\phi(\xi)}^2 [(2k+1) / N + R_M]. \quad (10 \text{ б})$$

Эта оценка не стремится к нулю при увеличении числа экспериментов.

Все сказанное о случайной величине обобщается на системы n случайных величин (случайные векторы). Функция ϕ в формулах (4) и (5) тут будет функцией n аргументов.

Законы распределения случайных величин измеряются реже, чем числовые характеристики. Для их представления, как уже отмечалось, используются функциональные модели, например, нормальное, равномерное или экспоненциальное распределение. Подобные модели содержат некоторые параметры, которые часто совпадают с числовыми вероятностными характеристиками. Допустим, параметры одномерного нормального распределения совпадают с математическим ожиданием и средним квадратичным отклонением. Однако при этом следует иметь в виду, что параметры функциональной модели имеют смысл только в рамках данной модели, а упомянутые числовые характеристики определены независимо от вида закона распределения, то есть являются функционалами. Более подробно отличие измерения функционалов и параметров рассматривается в [2].

Исследование сглаженных законов распределения (например, гистограмм) сводится к оценке вероятностей попадания случайных величин на некоторый интервал. Они представляют собой разновид-



ность числовых характеристик, для которых справедливо все выше изложенное. При этом следует иметь в виду, что гистограммы служат лишь промежуточным материалом для проверки функциональных моделей и не могут рассматриваться как окончательный результат исследований.

При оценке неопределенности параметров законов распределения необходимо учитывать как неопределенность из-за неадекватности предположения о независимости и одинаковости экспериментов, так и неопределенность из-за неадекватности функциональной модели.

СЛУЧАЙНЫЕ ФУНКЦИИ

Как случайные определяются функции, мгновенные значения которых для любого набора аргументов (времени, пространственных координат и др.) являются случайными величинами. Из определения следует, что при экспериментальном исследовании случайных функций необходимо провести несколько одинаковых независимых экспериментов, в каждом из которых будут получены реализации случайной функции, а затем обработать их в соответствии с алгоритмом (5). Такой порядок полностью аналогичен исследованию случайных величин. Однако практически он применяется редко из-за сложности экспериментального получения достаточно большого числа реализаций. В подавляющем большинстве случаев предполагается, что исследуемые случайные функции являются однородными (для функций времени стационарными) и эргодическими. Это позволяет по одной реализации определить любые вероятностные характеристики случайной функции в целом. Ниже для простоты изложения мы ограничимся стационарными эргодическими процессами. Обобщение на однородные случайные поля (функции пространственных координат) или случайные функции любых других аргументов очевидно.

Стационарность и эргодичность случайного процесса являются дополнительными элементами более общей математической модели — случайного процесса. Стационарность случайного процесса означает однородность его протекания во времени, а эргодичность — достаточно быстрое затухание статистической зависи-

мости по мере увеличения интервала времени между отсчетами.

Числовые характеристики стационарных эргодических процессов определяются по одной реализации путем усреднения по времени. Для одномерных числовых характеристик аналогично (5) используется алгоритм

$$\lambda^* = \frac{1}{T} \int_0^T \phi[\xi(t)] dt. \quad (11)$$

Для стационарных случайных процессов эта оценка, как и оценка (5), является несмещенной, а ее дисперсия

$$\sigma_{\lambda^*}^2 = \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) K_{\phi}(\tau) d\tau \leq K_{\phi} = \sigma_{\phi}^2, \quad (12)$$

где $K_{\phi}(\tau)$ — корреляционная функция процесса $\phi[\xi(t)]$.

Оценка сверху в (12) получена в предположении, что $K_{\phi}(\tau)$ константа, то есть все отсчеты случайного процесса максимально зависимы и каждая реализация также равна константе.

Для эргодических случайных процессов дисперсия $\sigma_{\lambda^*}^2$ стремится к нулю при неограниченном возрастании времени наблюдения T . Однако практическое получение функции $K_{\phi}(\tau)$ сложно. Проще получить более грубую оценку $\sigma_{\lambda^*}^2$ в предположении, что отсчеты исследуемого процесса, отстающие на интервал времени более $\tau_{нз}$, статистически независимы. В этом случае из (12) имеем

$$\sigma_{\lambda^*}^2 \leq \frac{2\sigma_{\phi}^2 \tau_{нз}}{T} \left(1 - \frac{\tau_{нз}}{T}\right) \approx \frac{2\sigma_{\phi}^2 \tau_{нз}}{2}. \quad (13)$$

Это соотношение аналогично (10а). Однако оно в отличие от (10а) имеет место в рамках предположения об эргодичности и не является оценкой неопределенности из-за неадекватности этого предположения, поскольку при неограниченном возрастании и времени наблюдения $\sigma_{\lambda^*}^2$ стремится к нулю.

Таким образом, как и при исследовании случайных величин, при измерении вероятностных характеристик большинства случайных процессов делаются два предположения.

1) Исследуемый процесс является стационарным. При нарушении этого предположения математическое ожидание оценки (11) имеет вид

$$M[\lambda^*] = \frac{1}{T} \int_0^T \lambda(t) dt. \quad (14)$$

Это соотношение аналогично соотношению (7) для случайных величин, и для оценки неопределенности измерения λ , обусловленной нестационарностью исследуемого процесса, можно использовать соотношение, аналогичное (8)

$$|\Delta\lambda| \leq [\max \lambda(t) - \min \lambda(t)]/2. \quad (15)$$

2) Исследуемый процесс является эргодическим. При нарушении этого предположения и неограниченном увеличении T дисперсия $\sigma_{\lambda^*}^2$ не стремится к нулю. Получаемое предельное значение $\sigma_{\lambda^*}^2$ достаточно точно характеризует неопределенность измерения. Однако необходимо еще знать корреляционную функцию $K_{\phi}(\tau)$, что практически нереально. Более простую оценку можно получить, если предположить, что отсчетам исследуемого процесса, отстоящим на интервал времени, превышающим некоторый конечный интервал $\tau_{из}$, соответствует отличный от нуля коэффициент корреляции процесса $\phi[\xi(t)]$, не превосходящий R_M . Тогда получаем

$$\sigma_{\lambda}^2 \leq \frac{2\sigma_{\phi}^2 \tau_{из}}{T} + \sigma_{\phi}^2 R_M. \quad (16)$$

Второе слагаемое этого выражения характеризует неопределенность измерения, обусловленную неэргодичностью случайного процесса.

При исследовании случайных процессов появляется дополнительная задача измерения корреляционной функции или энергетического спектра, которые связаны прямыми и обратными косинус-преобразованиями Фурье. Для представления этих функций используются функциональные модели, параметры которых определяются по сглаженным оценкам корреляционной функции или энергетического спектра. При оценке неопределенности параметров, как и параметров функциональных моделей законов распределения, нужно учитывать и неопределенность из-за неадекватности стационарной эргодической модели, и неопределенность из-за неадекватности функциональной модели.

ОПЕРАТОРЫ ПРЕОБРАЗОВАНИЯ СИГНАЛОВ

Правило, в соответствии с которым входному сигналу $x(t)$ ставится выходной сигнал $y(t)$, служит оператором; в общем случае будем обозначать его через A .

$$y(t) = A\{x(t)\}. \quad (17)$$

Понятие оператора является определенным обобщением понятия функции. В инженерной практике широко используются понятия безынерционного оператора и линейного оператора.

Безынерционный оператор задается соотношением

$$y(t) = A\{x(t)\} = f[x(t)]. \quad (18)$$

Для него значение выходного сигнала в любой момент времени определяется значением входного сигнала только в тот же момент времени. Вид безынерционного оператора полностью определяется функцией преобразования $f(x)$, которая в частном случае может быть линейной.

Линейный оператор в общем случае задается соотношением

$$y(t) = \int_0^{\infty} x(t-\tau) h(\tau) d\tau \quad (19)$$

где $h(\tau)$ — весовая функция или импульсная реакция, которые полностью определяют линейный оператор.

Из соотношения (19) видно, что в общем случае значение выходного сигнала в любой момент времени зависит от значений входного сигнала во все предшествующие моменты, то есть он является инерционным. Линейный оператор оказывается безынерционным, если импульсная реакция представляет собою дельта-функцию.

Наряду с импульсной реакцией используют переходные функции (интеграл от импульсной реакции) и комплексные частотные характеристики (преобразование Фурье от импульсной реакции).

Как следует из (18) и (19), исследование операторов преобразования сигналов сводится к исследованию некоторых функций, для описания которых, в свою очередь, используются функциональные модели, например, степенной полином для описа-



ния функции преобразования или экспонента для описания импульсной реакции.

Операторы (18) и (19) являются частными приближенными моделями реальных преобразований. Иногда исследуются нелинейные инерционные модели гистерезисного типа. Наиболее общим остается задание нелинейных инерционных моделей с помощью рядов Винера-Вольтерра [3]. Однако из-за сложности получения необходимой исходной информации этот метод не нашел широкого применения.

При анализе приближенных моделей исследуемый оператор часто представляют в виде каскадного соединения линейного инерционного и нелинейного безынерционного операторов. Именно такой подход будет использован ниже при оценке неопределенности из-за неадекватности моделей (18) и (19).

Оценка неопределенности из-за неадекватности безынерционного оператора. Очевидно, что воздействие оператора на входной сигнал и все связанные с этим оценки неопределенности зависят от свойств преобразуемого сигнала. Для очень медленных сигналов любой оператор можно трактовать как безынерционный, а в очень быстрых сигналах любой оператор будет вносить линейные искажения, то есть будет инерционным. Нетрудно видеть, что аналогичная ситуация имеет место при оценке динамических погрешностей средств измерений [4]. Поэтому метод оценки неопределенности из-за неадекватности безынерционной модели может быть аналогичен оценке динамических погрешностей. Реальный оператор представляется в виде каскадного соединения безынерционного оператора, являющегося основной моделью, и линейного инерционного оператора, свойства которого обусловлены неадекватностью основной модели. Для оценки неопределенности применимы все способы оценки динамических погрешностей: от простейшей характеристики — времени преобразования до полного описания в виде импульсной реакции или другой эквивалентной характеристики, позволяющей рассчитать линейные искажения реального сигнала.

Оценка неопределенности из-за неадекватности линейного оператора. Эта задача аналогична предыдущей. Для малых

сигналов большинство операторов можно трактовать как линейные, а для больших сигналов любой оператор оказывается нелинейным. При оценке неадекватности линейного оператора реальный оператор представим как каскадное соединение линейного оператора, являющегося основной моделью, и нелинейного безынерционного оператора, нелинейность которого обуславливает неадекватность основной модели. Тогда для оценки неопределенности линейной модели можно использовать любые методы оценки нелинейности, в частности модуль максимального отклонения функции преобразования от линейной характеристики или коэффициент гармоник при подаче на вход ИО гармонического сигнала амплитудой A

$$КНИ = \sum_{i=2}^{\infty} A_i^2 / A_1^2, \quad (20)$$

где A_i — амплитуда i -й гармоники выходного сигнала. (Иногда используется квадратный корень этой величины.)

Оценка (20) предпочтительнее, поскольку отражает более сложные нелинейности, например, нелинейное влияние производных входного сигнала. Кроме того, она дает возможность исследовать спектральный состав продуктов нелинейных искажений, что в ряде случаев может представлять интерес.

При оценке полной неопределенности моделей операторов преобразования, как и в ходе исследования случайных величин и функций, следует помимо оценки неадекватности моделей (18) или (19) учитывать неадекватность моделей входящих в них функций.

Рассмотренные методы учета неадекватности различных моделей предполагают проведение дополнительных исследований:

- получение более точной первичной информации для ИО, описываемого функциональной моделью;
- определение числа зависимых соседних реализаций и минимально возможного значения коэффициента корреляции при исследовании случайных величин;
- определение интервала независимости и асимптотического значения корреляционной функции случайного процесса;

— изучение динамических характеристик оператора, трактуемого как безынерционный;
— оценка нелинейных искажений оператора, трактуемого как линейный.

Это обстоятельство не является принципиальной особенностью предлагаемых методов. При анализе погрешностей всегда используются более точные рабочие эталоны и проводятся многократные измерения.

Аналогично изложенному можно оценить неопределенность измерений при неадекватности других классов моделей. В частности:

— погрешность дискретизации на основе теоремы Котельникова (моделью в этом случае является предположение об ограниченности полосы частот, занимаемой сигналом);

— достоверность допускового контроля (подобную задачу выполняют функциональные модели распределений измеряемых показателей и погрешностей измерений);

— достоверность распознавания образов (здесь фигурируют функциональные модели распознаваемых объектов);

— вторичные модели при анализе инструментальных и методических погрешностей.

То есть в целом, если подтвердить итоги анализу, обобщение частных случаев вполне допускает совпадение подходов к оценке неопределенности измерений при исследовании моделей разного класса. Это касается и общих особенностей используемой методики, и погрешностей получаемых данных.

ЛИТЕРАТУРА

1. Володарский В. Я., Розенберг В. Я., Рубичев Н. А. Влияние на точность измерения несоответствия исследуемого объекта приписываемой ему модели // Измерительная техника. — 1969. — № 7.

2. Рубичев Н. А. Измерительные информационные системы. — М.: Дрофа, 2010.

3. Деч Р. Нелинейные преобразования случайных процессов. — М.: Советское радио, 1965.

4. Сергеев Ю. Г. Метрология: Учебник для вузов. — М.: Логос, 2005. ●

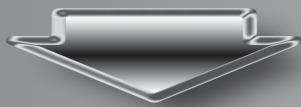
MEASUREMENT UNCERTAINTY CAUSED BY MODEL INADEQUACY

Rubichev, Nickolay A. — Ph. D. (Tech), associate professor of the department of electrical engineering, metrology and electrical power engineering of Moscow State University of Railway Engineering (MIIT).

The author proposes some approaches of the assessment of measurement uncertainty caused by inadequacy of mathematical models of studied objects, examines functional models, linear and instantaneous models of signal transformation operators (as random quantity or random function).

Key words: mathematical model, uncertainty of measurements, error analysis.

Координаты автора (contact information): Рубичев Н. А. — av21805@akado.ru



ЭКСПРЕСС-ИНФОРМАЦИЯ

ТРАНСМАШХОЛДИНГ И ALSTOM ПРЕДСТАВИЛИ НОВЕЙШИЙ ТРАМВАЙ

В феврале 2012 года «Трансмашхолдинг» и его стратегический партнер компания Alstom продемонстрировали мэру Москвы и столичным транспортникам новейший стопроцентно низпольный скоростной трамвай, сконструированный с учетом российских особенностей. Презентация состоялась в Москве на территории депо им. Баумана.

Максимальная скорость трамвая составляет 75 км/ч, и он может эксплуатироваться на средней скорости 25 км/ч, в за-

висимости от существующей инфраструктуры и системы сигнализации (скорость существующих московских трамваев — 11 км/ч). При длине от 25 до 35 метров пассажироместимость вагонов увеличивается почти вдвое — до 300 человек. Трамвай обеспечивает легкий доступ для пассажиров с детьми, пожилых людей и пассажиров с ограниченными физическими возможностями.

(Сайты Трансмашхолдинга — www.tmholding.ru и Alstom www.alstom.com)

