УДК 519.00.00

В.Д. Циделко, Н.А. Яремчук, М.В. Галёвская

Национальный технический университет Украины
«Киевский политехнический институт», Киев, Украина

ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТОДОВ ОЦЕНИВАНИЯ РАСШИРЕННОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

В статье приведены результаты исследования различных методов оценивания неопределенности, которые систематизированы по следующим группам: аналитические, численные, и приближенные, основанные на использовании моментов композиционного распределения. Рассмотрены достоинства и недостатки методов в конкретных ситуациях. Приведены результаты моделирования, проанализированы полученные значения покрывающего фактора.

Ключевые слова: *расширенная неопределенность, методы оценивания.*

Введение

Оценивание комбинированной стандартной неопределенности с использованием весовых коэффициентов и стандартных неопределенностей составляющих не вызывает в настоящее время никаких трудностей. При оценивании расширенной неопределенности необходимо значение покрывающего фактора (коэффициента охвата), которые в свою очередь определяют по уровню доверия и композиции распределений составляющих неопределенности.

Методы оценивания расширенной неопределенности (покрывающего фактора) можно разделить на следующие группы: аналитические; численные; приближенные, основанные на использовании моментов композиционного (суммарного) распределения.

Ниже рассмотрены эти группы методов.

Аналитические методы

Аналитические методы – это методы, основанные на представлении исходных распределений в аналитическом виде и на получении результирующего (композиционного) распределения, тоже в аналитическом виде. Это методы, основанные на непрерывной свертке распределений составляющих неопределенности или использовании характеристических функций.

При непрерывной свертке функцию распределения двух составляющих неопределенности получают из выражения:

$$F(y)=\int\int f_1(x)\cdot f_1(y-x)dy, \qquad (1)$$

где $f_1(x)$, $f_2(x)$ – функции плотности вероятности составляющих неопределенности.

Квантили распределения $\Delta_{\alpha/2}$, $\Delta_{1-\alpha/2}$, т.е. расширенную неопределенность при уровни доверия $1-\alpha$ получают из $F(y)$, решая уравнение $F(\Delta_{\alpha/2})=\alpha/2$ или $F(\Delta_{1-\alpha/2})=1-\alpha/2$.

Наличие двойного интегрирования в выражении (1) затрудняет получение аналитического выражения для $F(y)$ для большей части распределений. Кроме того, свертка реализуется попарно, и наличие нескольких составляющих неопределенности приводит к многократному повторению операции свертки, что усложняет и без того трудную задачу. Поэтому использование непрерывной свертки целесообразно в тех случаях, где результаты могут быть получены в аналитическом виде без приближения. Результаты непрерывной свертки могут быть использованы для верификации приближенных методов, например, в случае свертки нормального и равномерного распределений.

В ряде случаев значение расширенной неопределенности может быть получено с помощью использования свойства характеристических функций: характеристическая функция системы независимых случайных величин равняется произведению характеристических функций случайных величин, входящих в систему:

$$E_{x_1,x_2,...,x_n}(u_1,u_2,...,u_n)=\prod_{i=1}^{n}E_{x_i}(u_i), \qquad (2)$$

где $E_{x_i}(u_i)=M\left[\exp\{ju_ix_i\}\right]$ – характеристические функции отдельных составляющих.

Процедура использования характеристических функций следующая: характеристические функции отдельных составляющих неопределенности перемножают; с использованием обратного преобразования Фурье от $\prod_{i=1}^{n}E_{x_i}(u_i)$ находят функцию плотности вероятности композиции составляющих; с последующим интегрированием получают функцию распределения от $F(y)$. Дальнейшие вычисления аналогичны тем, которые использовались для непрерывной свертки. Преимущество использования характеристических функций заключается в одновременном объединении нескольких составляющих неопределенности. Недостатки метода с использованием характеристических функций такие же, как и у метода с использованием непрерывной свертки. Поэтому область применения ограничивается получением аналитического выражения для функции распределения. Но метод может быть использован для получения данных при верификации устройств, реализующих приближенные методы.

Численные методы

Группа численных методов включает моделирование Монте-Карло и дискретную свертку. Упомянутый в [1 – 3] метод Монте-Карло лег в основу документа [4] – дополнения к GUM.

В качестве исходных данных для моделирования служит: модель измерения и функция плотности вероятности входных величин модели, которые симулируются в выборке большего объема (по рекомендациям [4] – 10^6). Результатами моделирования являются стандартная неопределенность u и покрывающий интервал $[y_l, y_h]$, рассчитанные статистически. Покрывающий интервал находят по кумулятивной функции распределения $F(y)$ для заданной вероятности P:

$$F(y_l) = \frac{1-P}{2};\ F(y_h) = \frac{1+P}{2}.$$

Расширенная неопределенность в этом случае соответствует половине покрывающего интервала:

$$U(P) = \frac{y_h - y_l}{2}. \qquad (3)$$

Метод Монте-Карло имеет следующие преимущества:

– имеет широкие возможности при объединении составляющих с оцениванием типа В;

– может быть использован при реализации моделей любой сложности (несимметричные распределения составляющих, нелинейные модели с коррелированными входными величинами);

– может быть использован для исследования объединения составляющих с оцениванием типа А и типа В;

– позволяет решить проблему автоматизации оценивания неопределенности.

Качество оценки расширенной неопределенности определяется:

– выбором физического или алгоритмического источника случайных чисел. Как правило, это генератор псевдослучайных чисел, который должен иметь большой период повторения и отвечать испытаниям по различным критериям согласия. Речь идет о погрешности воспроизведения случайных чисел;

– погрешностью усечения исходных распределений (рассмотрено в [5]).

К недостаткам метода Монте-Карло следует отнести:

– сложности при перенесении полученной, смоделированной функции плотности вероятности выходной величины в другие задачи. Она представляет собой выборку большого объема, а не аналитическое выражение или некоторый класс распределения;

– «усечение» распределений (ограничение предельными значениями);

– невозможность моделирования конкретного эмпирического распределения при обработке многократных измерений (составляющей неопределенности с оцениванием типа А).

При реализации метода дискретной свертки (метода перебора вариантов) исходные распределения составляющих типа В и типа А представляют в виде полигонов [6].

При реализации процедуры дискретной свертки абсциссы полигонов складываются, а ординаты (вероятности) перемножаются. При определении вида распределения по полученному массиву данных строится гистограмма, для нахождения расширенной неопределенности строится кумулятивная кривая распределения, как и в методе Монте-Карло. Количество интервалов, на которое разбивают исходное распределение, определяют на основе заданной погрешности дискретизации Δ:

$$\Delta \le \sum_{i=1}^{n} l_i^2 \max f_i'(x), \qquad (4)$$

где l_i – длина интервала; $\max f_i'(x)$ – максимальное значение производной от функции плотности вероятности $f_i(x)$; n – количество объединяемых распределений.

Например, для арксинусного распределения количество интервалов, на которое разбивалось исходное распределение, составляло 100.

Метод дискретной свертки уступает методу Монте-Карло в отношении реализации сложных моделей, и так же годится только для усеченных распределений, но имеет свои преимущества: позволяет смоделировать любую форму распределения входной величины; может быть использовано любое исходное эмпирическое распределение в виде полигона.

Методы, основанные на приближенных правилах

Методы, основанные на приближенных правилах базируются на рекомендациях, приведенных в международном документе [7] и подтвержденных в [8] и отечественном [9]. Краткое пояснение подходов к выбору покрывающего коэффициента приведено в табл. 1.

К приближенным правилам относят использование допущений с применением Центральной предельной теоремы. Покрывающий фактор при объединении составляющих с оцениванием типа В соответственно равен: $K(0,95) = 1,96$; $K(0,99) = 2,58$. При объединении составляющих типа А и типа В применяют коэффициент Стьюдента. При этом, полагают, что число степеней свободы для составляющих с оцениванием типа В $\nu_{Bj}=\infty$, а типа А $\nu_{Ai}=n-1$. Тогда:

$$\nu_{eff}=(n-1)\left[1+u_B^2/u_A^2\right]^2. \quad (5)$$

Для уточнения оценок в [8] предлагается формула для числа степеней свободы:

$$\nu_{Bi}\approx\frac{1}{2}\frac{u^2(x_i)}{\sigma^2[u(x_i)]}\approx\frac{1}{2}\left[\frac{\Delta u(x_i)}{u(x_i)}\right]^{-2}, \quad (6)$$

где $\sigma^2[u(x_i)]$ – дисперсия оценки неопределенности; $\Delta u(x_i)/u(x_i)$ – относительная неопределенность оцененной по типу В неопределенности.

Таблица 1

Пояснение подходов к выбору покрывающего коэффициента

	Рекомендации ISO	Положения отечественных НД
Однократные измерения	Аппроксимация распределения выходной величины нормальным распределением на основе Центральной предельной теоремы: $K(P)=\Phi^{-1}(P/2)$	Квантильный коэффициент для равномерно распределенных составляющих зависит от их числа m: $U_B(P)=K(P,m)\cdot u_B$
Многократные измерения (n наблюдений)	$K(P)=t(\nu_{eff},P)$, где $t(\nu_{eff},P)$ – коэффициент Стьюдента для уровня доверия P и эффективного числа степеней свободы ν_{eff}, которое вычисляется из теоремы Велча-Саттервейта: $\nu_{eff}=u_c^4\Big/\sum_{i=1}^{N}\frac{u_i^4(y)}{\nu_i}$	При отсутствии доминирующих составляющих коэффициент рассчитывается по эмпирической формуле: $K(P)=\frac{U_A(P)+U_B(P)}{u_A+u_B}$, $U_A(P)=t(\nu_A,P)\cdot u_A$

В [10] формула интерпретирована так:

$$\nu_B\simeq\frac{1}{2}\left[\frac{u_L^2}{L^2}+\frac{1}{\left(\Phi^{-1}(P)\right)^2}\frac{\pi}{2}e^{\left[\Phi^{-1}(P)\right]^2}u_P^2\right]^{-1}, \quad (7)$$

где u_L – неопределенность граничных значений L; u_P – неопределенность значения доверительной вероятности; $\Phi^{-1}(P)$ – обратная функция Лапласа.

Число степеней свободы, полученное по формулам (5), (6) и (7) значительно отличаются при разных соотношениях между составляющими типа А и типа В.

Второй подход связан с использованием полученных эмпирическим путем данных: коэффициентами при объединении составляющих при однократных измерениях (ограничением является предположение о равномерных распределениях составляющих неопределенности) и эмпирической формулой для расчета коэффициента при обработке результатов многократных измерений. Исследования показывают, что метод, представленный в [9] дает более корректные оценки.

Приближенные методы, основанные на использовании моментов композиционного (суммарного) распределения

Объективной характеристикой оценивания неопределенности измерения являются моменты распределения. Поэтому, особый интерес представляет группа приближенных методов, основанных на моментах распределения. Речь идет как о моментах теоретических распределений для составляющих с оцениванием типа В, так и об оценках моментов эмпирических распределений для составляющих с оцениванием типа А. В группу отнесены методы с аппроксимацией распределений полиномами и *метод с использованием суммарного эксцесса и классификации распределений.*

В [11] предложена топографическая классификация распределений на основании значений контрэксцесса и энтропийного коэффициента. Авторы выделили четыре основных класса распределений (класс экспоненциальных и трапецеидальных (Э), класс шапо (Ш), класс двухмодальных островершинных (О) и двухмодальных круглоровершинных (К)) и для каждого из классов выражение для расчета квантильного коэффициента (покрывающего фактора).

Таким образом, покрывающий коэффициент для данного метода зависит от: выбора класса распределения; значения эксцесса; доверительной вероятности. Значения эксцессов для составляющих с оцениванием типа А и типа В, и формат их объединения приведены в таблице 2. Применить топографическую классификацию непосредственно – достаточно сложно, поэтому принятие решений об отнесении распределений к одному из четырех классов делалось в разработанном на основе этого метода анализаторе неопределенности с помощью базы правил [12]. Для ограничения количества правил были проведены дополнительные исследования.

Качество оценки расширенной неопределенности при использовании данного метода связано с правильным выбором класса результирующего распределения и с погрешностью аппроксимирующего выражения.

Таблица 2

Расчет суммарного эксцесса

Значение эксцесса для составляющих с оцениванием типа А	Значение эксцесса для составляющих с оцениванием типа В
$\varepsilon_A = \dfrac{\tilde{\mu}_4}{\tilde{\sigma}^4} = \dfrac{n^3 \cdot \sum (x_i - \bar{x})^4}{\left(\sum (x_i - \bar{x})^2\right)^4}$	Равномерное распределение: $\varepsilon_B = 1,8$
	Нормальное усеченное распределение: $\varepsilon_B = 2,8$
	Треугольное распределение: $\varepsilon_B = 2,4$
	Арксинусное распределение: $\varepsilon_B = 1,5$
Объединение эксцессов	
$\varepsilon_c = \varepsilon_1 \cdot p^2 + 6 \cdot p \cdot (1-p) + \varepsilon_2 \cdot (1-p)^2,\ p = \dfrac{u_1^2}{u_1^2 + u_2^2}$, где ε_1, ε_2 – значение эксцесса двух составляющих, которые объединяются, соответственно: u_1, u_2 – стандартные неопределенности.	

Так, например, для класса экспоненциальных распределений она составляет 4%.

Метод с использованием ряда Грама-Шарлье [13]. Для аппроксимации распределений используется обобщение Грама-Шарлье, которое базируется на том, что кривая распределения плотности вероятности представляется в виде следующего ряда:

$$p(y) = \sum C_i \cdot f^{(i)}(y), \qquad (8)$$

где y – нормированная случайная величина; $f^{(i)}(y)$ – i-я производная функции $f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$; C_i – коэффициенты.

Учитывая, что

$$f^{(3)}(y) = (3y - y^3) \cdot f(y);$$

$$f^{(4)}(y) = (3 - 6y^2 - y^3) \cdot f(y)$$

$$\text{и } C_0 = 1, C_1 = 0, C_2 = 1, C_3 = -\frac{A}{3!}, C_4 = -\frac{E}{4!},$$

где A, E – коэффициенты асимметрии и эксцесса соответственно, для симметричного распределения формула примет вид:

$$p(y) = f(y)\left[1 - \frac{A}{6}(3y - y^3) + \frac{E}{24}(y^4 - 6y^2 + 3)\right];$$

$$E = \varepsilon - 3.$$

После интегрирования выражения (8) получаем:

$$P(a \le y \le b) = \Phi(b) - \Phi(a) - \frac{A}{6}\left[f^{(2)}(b) - f^{(2)}(a)\right] + \frac{E}{24}\left[f^{(3)}(b) - f^{(3)}(a)\right].$$

Для симметричных границ $\pm U_p$, где U_p – расширенная неопределенность суммарного распределения, получаем

$$P(-K \le y \le K) = 2\Phi(K) + \frac{E}{4}\left[K - K^3\right] f(K), \qquad (9)$$

где K – покрывающий фактор.

Таким образом, покрывающий фактор находят из нелинейного уравнения (9).

Достоинством метода является то, что его можно использовать как для эмпирических распределений, так и для теоретических моделей.

Метод с применением аппроксимации распределений многочленами Якоби. Такого рода аппроксимация используется из следующих соображений [14]. Произвольную функцию распределения $F(y)$ можно представать в виде

$$F(y) = F_0(y) + \Delta F(y),$$

где $F_0(y)$ – некоторая базовая функция; $\Delta F(y)$ – отклонение аппроксимируемой функции от базовой.

Разложение по ортогональным полиномам дает:

$$\Delta F(y) \approx \omega(y) \sum_{i=0}^{N-1} p_i h_i^{-1} \psi_i(y),$$

где $\omega(y)$ – весовая функция: $\omega(y) = 1 - y^2$, p_i, h_i – коэффициенты разложения, $\psi_i(y)$ – ортогональные полиномы.

Если в качестве базового принять равномерное распределение, то

$$F(y) = \frac{1+y}{2} + (1 - y^2)\sum_{i=0}^{3} p_i h_i^{-1} \psi_i(y). \qquad (10)$$

Соответствующее значение коэффициентов разложения и выражения ортогональных полиномов приведены в [14].

Расчет расширенной неопределенности производят по квантилями полученной по (10) функции, аналогично (3).

Метод оперирует с ограниченными распределениями. Так, в случае нескольких составляющих неопределенности , за базовое можно принять и нормальное усеченное распределение. Качество оценки расширенной неопределенности при использовании метода определяется выбором базового распределения, усечением распределений и количеством членов ряда.

Результаты моделирования

В качестве исходных данных для моделирования использованы четыре теоретических распределения составляющих неопределенности типа B: равномерное (Р), нормальное (Н), треугольное (Т) и арксинусное (А).

При наличии одной доминирующей составляющей покрывающий фактор находят из ее распределения. Так, покрывающие факторы, рассчитанные различными методами приведены в табл. 3. В табл. 4 приведены значения покрывающих факторов, полученных при объединении двух составляющих с оцениванием типа B.

Метод с использованием ряда Грама-Шарлье дал корректные результаты для случаев унимодальных распределений. При нарушении условия унимодальности метод дал завышенные результаты. Предположительно, увеличение количества составляющих приведет к улучшению результатов для приближенных методов, т.е. при приближении распределения к нормальному. Метод с использованием суммарного эксцесса и классификации распределении показал свою применимость для отличных от унимодальных (близких к равномерному и двухмодальных распределений). В случае унимодального композиционного распределения, что на практике встречается чаще всего, покрывающий фактор можно получить из единого аппроксимирующего выражения для класса экспоненциальных распределений (Э):

$$t = 1,62 \cdot \left[3,8 \cdot \left(\varepsilon_c - 1,6\right)^{2/3}\right]^{\lg \lg\left[1/(1-P)\right]}. \qquad (11)$$

Таблица 3

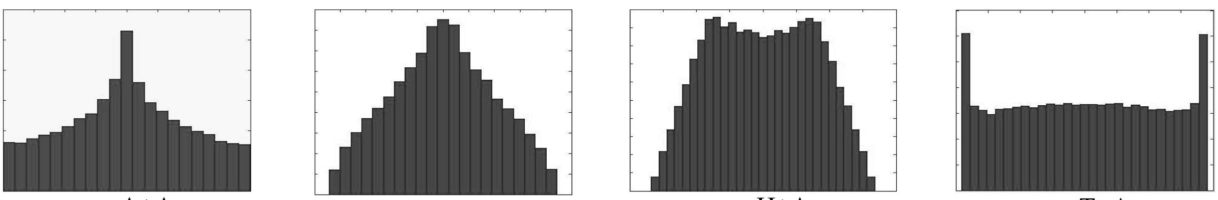
Значения покрывающего фактора

Распределение доминирующей составляющей неопределенности	Метод Монте-Карло (объем 10^5)		Метод с использованием классификации распределений		Метод с использованием ряда Грама-Шарлье		Точное значение	
	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,95	P = 0,99
Равномерное	1,64	1,71	1,67 (Э)	1,75 (Э)	1,89	2,25	1,64	1,71
Нормальное	1,96	2,58	1,94 (Э)	2,59 (Э)	1,96	2,58	1,96	2,58
Треугольное	1,90	2,20	1,86 (Э)	2,32 (Э)	1,93	2,34	1,9	2,2
Арксинусное	1,56	1,60	1,53 (О)	1,91 (О)	1,89	2,2	1,41	1,414

Таблица 4

Значения покрывающего фактора

Распределения составляющих неопределенности	Метод Монте-Карло (объем 10^5)		Метод с использованием классификации распределений		Метод с использованием ряда Грама-Шарлье	
	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,95	P = 0,99
Н+Н	1,96	2,58	1,94 (Э)	2,59 (Э)	1,96	2,58
Т+Т	1,91	2,31	1,90 (Э)	2,47 (Э)	1,94	2,43
А+А	1,85	1,97	1,83 (Э)	2,22 (Э)	1,92	2,34
Р+Н	1,92	2,45	1,90 (Э)	2,45 (Э)	1,94	2,47
Р+Т	1,93	2,35	1,90 (Э)	2,40 (Э)	1,93	2,42
Р+А	1,88	2,10	1,84 (Э)	2,27 (Э)	1,92	2,36
Н+Т	1,95	2,54	1,92 (Э)	2,53 (Э)	1,95	2,52
Т+А	1,76	1,98	1,74 (О)	2,40 (О)	1,93	2,40
Н+А	1,63	1,65	1,77 (О)	2,46 (О)	1,94	2,44



А+А Р+А Н+А Т+А

Рис. 1. Иллюстрации форм композиционных распределений

Так, покрывающий фактор в случае двухмодального распределения композиции, полученого при композиции арксинусного с унимодальным (рис. 1), соответствует классу двухмодальных островершинных распределений.

Выводы

1. Аналитические методы используются при небольшом числе составляющих, позволяют в ряде случаев получить эталонные значения, которые используются в дальнейшем при верификации анализаторов неопределенности.

2. Численные методы дают близкие к точным результаты и при определенных условиях являются хорошим инструментарием для объединения составляющих с оцениванием типа B. Так метод Монте-Карло может быть использован для моделей любой сложности и позволяет достаточно просто ре-

шить проблему автоматизации процесса оценивания неопределенности. В отличии от метода Монте-Карло, метод дискретной свертки позволяет смоделировать любое эмпирическое распределение, но в случае большого объема выборки.

3. Решение задачи объединения составляющих с оцениванием типа А и типа В может быть получено с помощью приближенных правил и приближенных методов с использованием моментов композиционных распределений.

4. Методы, основанные на приближенных правилах, оперируют с равномерными и нормальными распределениями неопределенностей измерений, что делает их неприменимыми в ряде случаев. Среди методов, основанных на приближенных правилах, лучшие результаты показал метод с использованием эмпирической формулы, предложенной в отечественных нормативных документах.

5. При аппроксимации композиции распределений составляющих неопределенности типа А и типа В распределением Стьюдента имеются несколько способов оценивания эффективного числа степеней свободы, которые дают различные результаты.

6. Исследование метода с использованием суммарного эксцесса и классификации распределений позволило сократить количество классов, при заданных исходных распределениях составляющих, до двух: унимодальные распределения и близкие к равномерному описываются классом экспоненциальных, а двухмодальные – классом двухмодальных островершинных распределений. Это позволяет значительно упростить принятие решения об отнесении суммарного распределения к некоторому классу.

7. Метод с использованием ряда Грама-Шарлье показал свою применимость для унимодальных суммарных распределений. Дальнейшие исследования метода могут быть связаны с его распространением на несимметричные распределения путем учета коэффициента асимметрии.

Список литературы

1. Кокс М., Харрис П., Зиберт Б.Р.–Л. Оценивание неопределенности измерения на основе трансформирования распределений с использованием моделирования по методу Монте-Карло //Измерительная техника. – 2003. – № 9. – С. 43-45.

2. BichW, Cox M G, Harris P M Evolution of the Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement // Metrologia. – 2006. – 43. – S161–6.

3. Cox M G, Siebert B R The use of a Monte Carlo method for evaluating uncertainty and expanded uncertainty // Metrologia. – 2006. – 43. – S178–88

4. Draft GUM Supplement 1: Propagation of Distributions using Monte Carlo Method (BIPM Joint Committee on Guides in Metrology JCGM) – 2006.

5. Новиков В.В. Вычисление расширенной неопределенности // Системи обробки інформації. – 2007. – Вип. 6 (64). – С. 74-76.

6. Рабинович С.Г. Погрешности измерений. – Л: Энергия, 1978. – 262 с.

7. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement: First Edition. – ISO, Switzerland, 1993. – 101 p.

8. ДСТУ–Н РМГ 43:2006, Застосування „Руководства по выражению неопределенности”. – К.: Держспоживстандарт України, 2006. – 20 с.

9. ГОСТ 8.207–76 Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения. – М.: Изд-во стандартов, 1978. – 11 с.

10. Castrup, H. Note on Type B Degrees of Freedom Equation, ISG Technical Document, 2004. (3 pgs). – http://www.isgmax.com.

11. Новицкий П. В., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние, 1985. – 248 с.

12. Галёвская М.В., Погуда А.В. Анализатор неопределенности измерения // 12-й Міжнародний молодіжний форум «Радіоелектроніка і молодь в ХХІ ст.»: Зб. Матеріалів форуму Ч. 2. – Х.: ХНУРЕ, 2008. –С. 266.

13. Недоступ Л.А., Удовиченко Е.Т., Шевцов Г.А. Технологические методы управления качеством радиоэлектронных измерительных устройств. – М.: Издательство стандартов, 1976. – 126 с.

14. Мешков В.А. Аппроксимация распределений погрешностей измерений // Измерительная техника. – 1988. – № 8. – С. 12-15.

Поступила в редколлегию 18.04.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. И.В. Руженцев, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков.

ДОСЛІДЖЕННЯ МЕТОДІВ ОЦІНЮВАННЯ РОЗШИРЕНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Ціделко В.Д., Яремчук Н.А., Гальовська М.В.

У статті приведені результати дослідження різних методів оцінювання невизначеності, які систематизовані по наступних групах: аналітичні, чисельні, і наближені, засновані на використанні моментів композиційного розподілу. Розглянуті достоїнства і недоліки методів в конкретних ситуаціях. Приведені результати моделювання, проаналізовані набутих значень покриваючого чинника.

Ключові слова: *розширена невизначеність, методи оцінювання.*

EXPLORING OF THE METHODS FOR EXPANDED UNCERTAINTY EVALUATING

Tzidelko V.D., Iaremchuk N.A., Galovska M.V.

In the article the results of research of different methods are resulted evaluations of vagueness, which are systematized on the followings groups: analytical, numeral, and close, based on the use of moments of the composition distributing. Dignities and lacks of methods are considered in concrete situations. Design results are resulted, the got values of covering factor are analysed.

Keywords: *exploring are given, uncertainty methods.*