

УДК 621.315.61

Б. А. Демьянчук¹, д.т.н., А. Ф. Дяченко², к.т.н., Н. В. Оленев², к.т.н.¹ Военная академия, г. Одесса² Одесская государственная академия технического регулирования и качества, г. Одесса

СТАТИСТИКА ИНТЕНСИВНОСТЕЙ МЕШАЮЩИХ СИГНАЛОВ В ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ БЕЗЭХОВОЙ КАМЕРЕ ТУННЕЛЬНОГО ТИПА

Методом отношения правдоподобия получены значения вероятностей наблюдения суммы мешающих сигналов с заданным уровнем ее интенсивности в конкретной точке измерительной безэховой камеры.

Путем применения функционала плотности вероятности с большим параметром для случайных мешающих сигналов, отраженных от стенок камеры, а также случайных искажающих сигналов, отраженных от ребер микроволновой камеры, интерферирующих в заданной точке, получена функция правдоподобия параметров, зависящих от длин путей, пройденных мешающими сигналами в типовой камере туннельного типа. Усреднение функции правдоподобия осуществляется по δn -мерному вектору случайных параметров. Вычислены значения вероятностей наблюдения суммы мешающих сигналов с заданным уровнем её интенсивности в конкретной точке.

Ключевые слова: безэховая камера, статистические параметры, мешающие сигналы, камера туннельного типа, интенсивности отражений.

Методические приёмы определения электродинамических характеристик суммарного (результатирующего) сигнала в безэховой камере прямоугольной формы изложены в работах [1, 2]. Применение этих приёмов позволяет оценивать значение электромагнитного поля в заданной точке рабочего объёма такой камеры, если отражающие характеристики бликующего её участка и характеристики направленности излучателя точно известны. Способ ослабления мешающих отражений от стен камеры предложен в [1]. Принцип обустройства покрытий, ослабляющих отражения от металлических стенок, а также принципы взаимодействия полей со средой с потерями изложены в [3, С. 218-231].

Однако, при применении камер туннельного типа с одной неотражающей, например, передней стенкой, даже при наличии точного согласования поперечных геометрических размеров основного лепестка диаграммы направленности с геометрическими размерами этой стенки, меры, исключающие мешающие отражения, нуждаются в предварительном обосновании, т.к. приходится иметь дело с мешающими отражениями от четырех боковых стенок камеры по первому боковому лепестку диаграммы направленности излучателя в этой камере. Интенсивность мешающего результирующего сигнала из-за интерференции четырёх отраженных от стенок сигналов может оказаться максимальной, минимальной или некоторой средней по уровню, т.е., по существу, непредсказуемой, потому что свою лепту вносят здесь многочисленные дополнительно искажаю-

щие картину сигналы, переотраженные от ребер камеры, порождаемые множеством кроссполяризованных составляющих, случайным образом ориентированных в пространстве и не поддающихся объективному учету.

В связи с этим возникает практическая необходимость оценивания вероятностных показателей уровня указанной интенсивности. Между тем, теоретические рекомендации решения этой задачи в известных публикациях в настоящее время отсутствуют, возможно, из-за весьма сложной процедуры её корректного точного решения.

С целью составить представление о значениях вероятностей наблюдения суммы мешающих сигналов с заданным уровнем её интенсивности в конкретной точке объёма камеры, ниже решается оригинальная задача статистического оценивания результатов интерференции сигналов в безэховой микроволновой камере прямоугольной формы туннельного типа при недостаточной концентрации поля, когда результирующий сигнал, например, в центре неотражающей стенки камеры складывается из суммы соизмеримых по величине сигналов, отраженных от боковых стенок камеры и отличающихся, прежде всего, сдвигом по фазе.

Четыре разнесенных в пространстве почти параллельных луча, т.е. две пространственно разнесенных пары лучей, отражённые от четырех боковых стенок камеры, складываются в конкретной точке поверхности у неотражающей стенки, например, в фазе или в противофазе.

Именно эти крайние ситуации представляются здесь наиболее критичными, поскольку приводят к наибольшему уровню локальной неравномерности поля из-за мешающих переотражений.

Интерференционная картина поля в рассматриваемой камере из-за мешающих переотражений всегда является случайной, поскольку сигналы, отражённые от её стенок, имеют случайную амплитуду и случайную начальную фазу, причём в каждой конкретной точке объёма камеры интенсивность поля может оказаться какой-то средней между нулевой и максимальной по величине. Представляется полезным отыскание послеопытных вероятностей появления каждой из трёх возможных ситуаций:

1) все четыре мешающих сигнала от стенок камеры складываются в фазе, что соответствует наблюдению максимума;

2) одна пара сигналов от параллельных стенок камеры отличается от другой пары сигналов фазой, равной π , что характерно случаю наблюдения минимума;

3) три сигнала, имеют одинаковую фазу, а четвертый имеет фазу, отличающуюся на π , что соответствует случаю наблюдения некоторого среднего уровня.

Считается, что эти три ситуации составляют полную группу событий. Решение задачи позволило бы составить представление о значениях вероятностей получения (в заданной точке камеры) поля с заданным уровнем его локальной неравномерности. Сформулируем задачу, подлежащую решению.

Вывод функции правдоподобия для сигналов СВЧ-генератора, имеющих случайные фазы и амплитуды и вводимых в камеру с помощью излучателя в её задней стенке, переотраженных от её четырех стенок и оказавшихся в заданной точке противоположной неотражающей стенки камеры, где обычно осуществляются точные измерения поля, осуществим при следующих предположениях.

Полагаем, что генератор подключен к излучающему раскрыву, питающему камеру. С выходом излучателя связаны четыре парциальных луча и соответствующие им парциальные сигналы, переотраженные от четырех (попарно равноудаленных от центра излучения) металлических стенок камеры.

Интенсивности сигналов являются соизмеримыми. Сигналы с выхода излучателя после отражения от своей пары стенок могут складываться или вычитаться в зависимости от взаимного удаления и размеров стенок.

Каждый из двух каналов прохождения сигналов в камере в горизонтальной и вертикальной

плоскостях добавляет к основному сигналу с его случайной амплитудой и фазой свою искажающую случайную по амплитуде и фазе составляющую. Эти искажающие составляющие считаются независимыми процессами.

Для определенности считается, что сигналы, попадающие в конкретную точку объёма камеры, наблюдаются в полосе частот, равной Δf , на интервалах времени, равных T , т.е. имеем n независимых наблюдений в виде

$$(t_1 - T, t_1); (t_2 - T, t_2); \dots; (t_k - T, t_k); \dots; (t_n - T, t_n),$$

причем выполняются соотношения:

$$\frac{1}{f} \ll T < \frac{1}{\Delta f}, \quad (t_k - T, t_k) > \frac{1}{\Delta f}, \quad k = \overline{1, n}.$$

Каждый из сигналов, прошедший по своему пути в камере, является узкополосным нормальным процессом с нулевым средним значением.

На небольшом интервале наблюдения T k -го интервала дискретизации, вводимые в камеру сигналы, отраженные от попарно противоположных стенок камеры, с учетом собственных, также случайных, но менее мощных (с амплитудами n_k , m_k), искажающих добавок в указанных двух каналах, для отмеченных выше условий имеют вид:

$$x_{2k}(t) = s_{1k} \cos(2\pi ft + \psi_{1k}) + s_{2k} \cos(2\pi ft + \psi_{2k}) + n_k \cos(2\pi ft + \nu_k), \quad (1)$$

$$x_{1k}(t) = \lambda_1 s_{1k} \cos(2\pi ft + \psi_{1k}) + \lambda_2 s_{2k} \cos(2\pi ft + \psi_{2k}) + m_k \cos(2\pi ft + \mu_k),$$

где $s_{1k}(s_{2k})$ – распределенная по закону Релея огибающая сигнала с параметром $\rho_{c1}^2(\rho_{c2}^2)$, который равен мощности сигнала на выходе канала его распространения в заданную точку камеры;

$n_k(m_k)$ – распределенная по закону Релея огибающая искажающей добавки с параметром $\sigma_\Sigma^2 = \sigma_\Lambda^2 = \sigma^2$;

$\Psi_{1k}, \Psi_{2k}, \nu_k, \mu_k$ – случайные начальные фазы сигналов, равномерно распределенные на интервале длительностью 2π ;

λ_1, λ_2 – параметры, примерно равные единице, одинакового или противоположного знака, зависящие от длин путей, пройденных сигналами в камере, т.е. от взаимного удаления и соотношения размеров стенок камеры, а также от коэффициента отражения поля от этих стенок.

При применении функционала плотности вероятности с большим параметром α функция правдоподобия параметров $\lambda^T = (\lambda_1, \lambda_2)$ равняется

$$L(\lambda^T) = \left\langle \prod_{k=1}^n \lim_{\alpha \rightarrow \infty} \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{T} \times \int_{t_k-T}^{t_k} \left[\begin{aligned} &x_{\Sigma k}(t) - s_{1k} \cos(2\pi ft + \psi_{1k}) - \\ &-s_{2k} \cos(2\pi ft + \psi_{2k}) - \\ &+n_k \cos(2\pi ft + v_k) \end{aligned} \right]^2 dt \right\} \times \right. \\ \left. \times \exp \left\{ -\frac{\alpha^2}{T} \times \int_{t_k-T}^{t_k} \left[\begin{aligned} &x_{\Delta k}(t) - \lambda_1 s_{1k} \cos(2\pi ft + \psi_{1k}) - \\ &-\lambda_2 s_{2k} \cos(2\pi ft + \psi_{2k}) - \\ &+m_k \cos(2\pi ft + \mu_k) \end{aligned} \right]^2 dt \right\} \right\rangle \theta^T, \quad (2)$$

где $\theta_k^T = (s_{1k}, s_{2k}, n_k, m_k, v_k, \mu_k, \psi_{1k}, \psi_{2k})$ – многомерный, т.е. $8n$ -мерный, вектор случайных параметров складывающихся сигналов, причем

$$s_1^T = (s_{11}, s_{12}, \dots, s_{1n}); \dots \mu^T = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n);$$

$\langle \dots \rangle$ – означает статистическое усреднение по восьми n -мерным случайным векторам, т.е. по случайным величинам в количестве $8n$.

В силу независимости амплитуд и начальных фаз сигналов на соседних интервалах дискретизации (поскольку выбрано $T < \Delta f^{-1}$, $(t_k - T, t_k) > \Delta f^{-1}$), среднее произведение сомножителей в (2) может быть заменено произведением их средних значений.

После алгебраических и тригонометрических преобразований выражений в квадратных скобках (2), возведённых в квадрат, обозначив

$$x_{\Sigma k_s^c} = \frac{1}{T} \int_{t_k-T}^{t_k} x_{\Sigma k}^{\cos} 2\pi ft dt; \\ x_{\Delta k_s^c} = \frac{1}{T} \int_{t_k-T}^{t_k} x_{\Delta k}^{\cos} 2\pi ft dt; \quad (3) \\ s_{1,2k_s^c} = s_{1k}^{\cos} \Psi_{1k} + s_{2k}^{\cos} \Psi_{2k}; \\ s_{1,2k_s^\lambda} = \lambda_1 s_{1k}^{\cos} \Psi_{1k} + \lambda_2 s_{2k}^{\cos} \Psi_{2k},$$

группируя составляющие, которые содержат случайные параметры искажающих сигналов, в результате последовательного усреднения (2) по случайным параметрам $v_k, \mu_k, n_k, m_k, \psi_{1k},$

$s_{1k}, \psi_{2k}, s_{2k}$ с учетом определений: модифицированной функции Бесселя, γ -функции, функции Уиттекера и ϕ -функции, переходя к пределу при $\alpha \rightarrow \infty$ и применив обозначения

$$q_1 = \frac{\rho_{c1}^2}{\sigma^2}; \quad q_2 = \frac{\rho_{c2}^2}{\sigma^2}; \quad A_\Sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_{\Sigma k}^2 + x_{\Delta k}^2); \\ \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_{\Sigma k} x_{\Delta k} + x_{\Sigma k} x_{\Delta k}); \quad A_\Delta^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_{\Delta k}^2 + x_{\Sigma k}^2), \quad (4)$$

получим функцию правдоподобия в достаточно компактном виде

$$L(\lambda_1, \lambda_2) = \left[1 + q_1 + q_2 + q_1 \lambda_1^2 + q_2 \lambda_2^2 + \right. \\ \left. + q_1 q_2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \right]^{-n} \times \\ \times \exp \left\{ \frac{n}{\sigma^2} \left[1 + q_1 + q_2 + q_1 \lambda_1^2 + q_2 \lambda_2^2 + \right. \right. \\ \left. \left. + q_1 q_2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \right]^{-1} \times \right. \\ \left. \times \left\{ A_\Sigma^2 \left[\begin{aligned} &q_1 + q_2 + \\ &+ q_1 q_2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \end{aligned} \right] + \right. \right. \\ \left. \left. + A_\Delta^2 \left[\begin{aligned} &q_1 \lambda_1^2 + q_2 \lambda_2^2 + \\ &+ q_1 q_2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \end{aligned} \right] + 2\bar{x}(q_1 \lambda_1 + q_2 \lambda_2) \right\} \right\}, \quad (5)$$

где A_Σ^2, A_Δ^2 – интенсивности мешающих пар сигналов, отраженных от боковых вертикальных и горизонтальных стенок микроволновой камеры;

\bar{x} – интенсивность результирующего сигнала интерференции двух пар сигналов: синфазных и противофазных;

q_i – отношение мощности отраженного от стенки и искажающего сигналов i -ой пары; $i = 1, 2$.

В ситуации, обычно имеющей место на практике, справедливо считать, что $q_1 = q_2 = q$; $\|\lambda_1\| = \|\lambda_2\| = 1$. При этом функция правдоподобия (5) принимает вид

$$L(\lambda_1, \lambda_2) = \left[1 + 4q + q^2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \right]^{-n} \times \\ \times \exp \left\{ \frac{n}{\sigma^2} \left[1 + 4q + q^2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2 \right]^{-1} \times \right. \\ \left. \times \left[\begin{aligned} &A_\Sigma^2 (2q + q^2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2) + \\ &+ A_\Delta^2 (2q + q^2 (\lambda_1 - \lambda_2)^2) + \\ &+ 2\bar{x}q (\lambda_1 + \lambda_2) \end{aligned} \right] \right\}. \quad (6)$$

Для рассматриваемой задачи наблюдения в заданной точке максимумов и минимумов электромагнитного поля применим обобщенный критерий отношения правдоподобия, когда крайние

значения функции (6) сравниваются с её средним по величине значением, которое согласно (6) и исходным условиям равняется

$$L(\lambda_1 = 1, \lambda_2 = -1) = \frac{1}{(1 + 2q)^{2n}} \times \exp \left\{ \frac{2n}{\sigma^2} \frac{2q}{1 + 2q} [A_\Sigma^2 + A_\Delta^2] \right\}, \quad (7)$$

где согласно (1) и (4) в ситуации $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = -1$ имеем:

$$A_\Sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left[\left(\frac{1}{2} \int_{t_k-T}^{t_k} x_{\Sigma k} \cos 2\pi f t dt \right)^2 + \left(\frac{1}{2} \int_{t_k-T}^{t_k} x_{\Sigma k} \sin 2\pi f t dt \right)^2 \right] = \frac{1}{2} \left(\rho^2 + \frac{\sigma^2}{2} \right); \quad (8)$$

$$A_\Delta^2 = \frac{1}{2} \left(\rho^2 + \frac{\sigma^2}{2} \right).$$

В результате находим

$$L(1; -1) = \frac{1}{(1 + 2q)^{2n}} \exp \{2nq\}. \quad (9)$$

Критерии для принятия решения о наблюдении максимумов и минимумов поля имеют вид:

$$\frac{\max L(\lambda_1, \lambda_2)}{L(1; -1)} > 1; \quad (10)$$

$$\frac{\min L(\lambda_1, \lambda_2)}{L(1; -1)} < 1. \quad (11)$$

Максимальное значение $L(\lambda_1, \lambda_2)$ в соответствии с (1) и (7) имеет место при $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$. При этом слагаемое \bar{x} перестает быть интерференционным членом и, согласно (4), примерно равняется A_Σ^2 , а $A_\Delta^2 = A_\Sigma^2$.

При этом согласно (9) находим $\max L(\lambda_1, \lambda_2)$ в виде

$$\max L(\lambda_1, \lambda_2) = L(1, 1) = \frac{1}{(1 + 4q)^n} \times \exp \left\{ \frac{2n}{\sigma^2} \frac{2q}{1 + 4q} [A_\Sigma^2 + 2\bar{x} + A_\Delta^2] \right\} = \quad (12)$$

$$= \frac{1}{(1 + 4q)^n} \exp \left\{ 4nq \frac{1 + 2q}{1 + 4q} \right\}.$$

Подставляя (12) и (9) в (10), находим алгоритм для принятия решения о наблюдении мак-

симула поля в заданной точке объёма микроволновой камеры

$$z = \frac{(1 + 2q)^{2n}}{(1 + 4q)^n} \exp \left\{ n \frac{2q}{1 + 4q} \right\} > 1. \quad (13)$$

Минимальное значение $L(\lambda_1, \lambda_2)$, согласно (1), (4), (7), имеет место при $\lambda_1 = \lambda_2 = -1$. При этом, поскольку $A_\Delta^2 = A_\Sigma^2 = \bar{x}$, то

$$\min L(\lambda_1, \lambda_2) = L(-1, -1) = (1 + 4q)^{-n}. \quad (14)$$

Подставляя (14) и (9) в (11), получим алгоритм для принятия решения о наблюдении минимума поля в микроволновой камере

$$z = \frac{(1 + 2q)^{2n}}{(1 + 4q)^n} \exp \{-2nq\} < 1. \quad (15)$$

Считаем, что при отсутствии в камере максимума или минимума поля проекции релеевского вектора огибающей z являются центрированными гауссовыми величинами с дисперсией, равной единице

$$\sigma_{z_1}^2 = 1,$$

поскольку, согласно (13) и (15), единица является признаком нулевой гипотезы, а отличие дисперсии сигнала от единицы в одну или другую сторону является признаком наблюдения в камере неравномерности одного или другого вида.

При наблюдении в камере максимума поля проекции релеевского вектора огибающей сигнала согласно (13) имеют дисперсию

$$\sigma_{z_2}^2 = \frac{(1 + 2q)^{2n}}{(1 + 4q)^n} \exp \left\{ n \frac{2q}{1 + 4q} \right\}, \quad (16)$$

а при наблюдении минимума поля дисперсия проекции вектора огибающей согласно (15) равняется

$$\sigma_{z_0}^2 = \frac{(1 + 2q)^{2n}}{(1 + 4q)^n} \exp \{-2nq\}. \quad (17)$$

Следовательно, плотности вероятностей наблюдаемых огибающих сигналов для указанных трех случаев имеют вид:

$$w_1(z) = \frac{z}{\sigma_{z_1}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_1}^2} \right\}, \quad \sigma_{z_1}^2 = 1;$$

$$w_2(z) = \frac{z}{\sigma_{z_2}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_2}^2} \right\}, \quad \sigma_{z_2}^2 > 1; \quad (18)$$

$$w_0(z) = \frac{z}{\sigma_{z_0}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_0}^2} \right\}, \quad \sigma_{z_0}^2 < 1.$$

С целью принятия решений о факте наблюдения в камере заданного уровня мешающего сигнала, например, по критерию идеального наблюдателя, определим пороговые значения z из соотношений (рис. 1)

$$w_0(z_{01}) = w_1(z_{01}); \quad w_1(z_{12}) = w_2(z_{12}). \quad (19)$$

Подставляя (18) в (19), находим z_{01} и z_{12} в виде:

$$z_{01} = \left[\frac{2\sigma_{z_0}^2 \ln \sigma_{z_0}^2}{\sigma_{z_0}^2 - 1} \right]^{\frac{1}{2}}; \quad (20)$$

$$z_{12} = \left[\frac{2\sigma_{z_2}^2 \ln \sigma_{z_2}^2}{\sigma_{z_2}^2 - 1} \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (21)$$

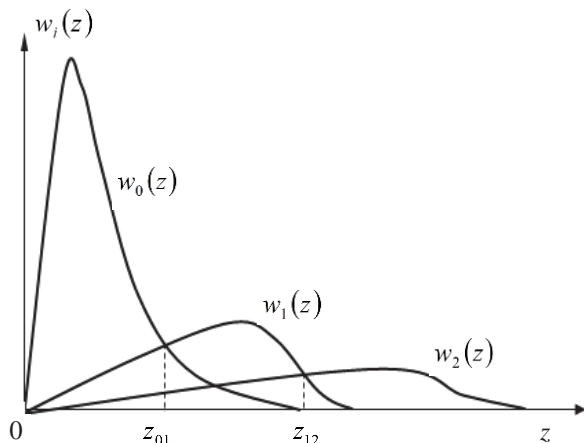


Рисунок 1 - Плотности вероятностей наблюдения минимального, среднего, и максимального уровней мешающих сигналов в безэховой камере туннельного типа

Приведем примеры, иллюстрирующие зависимость дисперсий законов распределения наблюдаемых уровней поля, и, следовательно, пороговых уровней (20) и (21), от соотношения между интенсивностями основного мешающего сигнала в камере и искажающих этот сигнал переотражений, например, от ребер безэховой камеры туннельного типа.

Примеры:

а) $q = \frac{\rho^2}{\sigma^2} = 1; \quad n = 3.$

Дисперсии проекций вектора огибающей мешающего сигнала согласно (16) и (17) равняются:

при наблюдении минимума

$$\sigma_{z_0}^2 = \frac{(1+2 \cdot 1)^{2 \cdot 3}}{(1+4 \cdot 1)^3} \exp \{-2 \cdot 3 \cdot 1\} = 0,0145;$$

$$\sigma_{z_0} = 0,12;$$

при наблюдении среднего значения

$$\sigma_{z_1}^2 = 1; \quad \sigma_{z_1} = 1;$$

при наблюдении максимума

$$\sigma_{z_2}^2 = \frac{(1+2 \cdot 1)^{2 \cdot 3}}{(1+4 \cdot 1)^3} \exp \left\{ 3 \frac{2 \cdot 1}{1+4 \cdot 1} \right\} = 19,36;$$

$$\sigma_{z_2} = 4,4.$$

Пороговые уровни, согласно (20), (21) имеют вид

$$z_{12} = \left[\frac{2 \cdot 19,36 \ln 19,36}{19,36 - 1} \right]^{\frac{1}{2}} = 2,5;$$

$$z_{01} = \left[\frac{2 \cdot 0,0145 \ln 0,0145}{0,0145 - 1} \right]^{\frac{1}{2}} = 0,35;$$

б) $q = 2; \quad n = 3.$

$$\sigma_{z_0}^2 = \frac{(1+2 \cdot 2)^{2 \cdot 3}}{(1+4 \cdot 2)^3} \exp \{-2 \cdot 3 \cdot 2\} = 10^{-4};$$

$$\sigma_{z_0} = 10^{-2};$$

$$\sigma_{z_1}^2 = 1; \quad \sigma_{z_1} = 1;$$

$$\sigma_{z_2}^2 = \frac{(1+2 \cdot 2)^{2 \cdot 3}}{(1+4 \cdot 2)^3} \exp \left\{ 3 \frac{2 \cdot 2}{1+4 \cdot 2} \right\} = 45,3;$$

$$\sigma_{z_2} = 6,73;$$

$$z_{12} = \left[\frac{2 \cdot 45,3 \ln 45,3}{45,3 - 1} \right]^{\frac{1}{2}} = 1,73;$$

$$z_{01} = \left[\frac{2 \cdot 10^{-4} \ln 10^{-4}}{0,0001 - 1} \right]^{\frac{1}{2}} = 0,04.$$

Эти примеры показывают естественное усиление различимости наблюдаемых мешающих

уровней поля в камере при уменьшении интенсивности искажающих сигналов.

Теперь, когда известны плотности вероятностей наблюдаемых искомым уровней сигналов, установлены критерии принятия решений, пороговые уровни для применения решающих правил, определим вероятность наличия минимального, максимального или некоторого среднего уровней поля в заданной наблюдаемой точке камеры, если априорные значения вероятностей указанных событий считаются одинаковыми.

Апостериорная вероятность наблюдения минимального уровня мешающего сигнала равняется

$$P_{\min} = \frac{1}{3} \int_0^{z_{01}} \frac{z}{\sigma_{z_0}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_0}^2} \right\} dz = \frac{1}{3} \left[1 - \exp \left(-\frac{z_{01}^2}{2\sigma_{z_0}^2} \right) \right]. \quad (22)$$

Вероятность наблюдения максимального уровня наблюдаемого сигнала имеет вид

$$P_{\max} = \frac{1}{3} \int_{z_{12}}^{\infty} \frac{z}{\sigma_{z_2}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_2}^2} \right\} dz = \frac{1}{3} \left[1 - \exp \left(-\frac{z_{12}^2}{2\sigma_{z_2}^2} \right) \right]. \quad (23)$$

Вероятность наблюдения некоторого среднего уровня поля согласно (18) равняется

$$P_{\text{cp}} = \frac{1}{3} \int_{z_{01}}^{z_{12}} \frac{z}{\sigma_{z_1}^2} \exp \left\{ -\frac{z^2}{2\sigma_{z_1}^2} \right\} dz = \frac{1}{3} \int_{z_{01}}^{z_{12}} z \exp \left\{ -\frac{1}{2} z^2 \right\} dz = \frac{1}{3} \left[\exp \left(-z_{01}^2 \frac{1}{2} \right) - \exp \left(-z_{12}^2 \frac{1}{2} \right) \right]. \quad (24)$$

Вычисляя статические показатели уровня мешающего поля в камере для условий приведенного примера согласно (22), (23), (24) получим

а) $q = 1; n = 3; P_{\max} = 0,328; P_{\min} = 0,284; P_{\text{cp}} = 0,306$.

б) $q = 2; n = 3; P_{\max} = 0,323; P_{\min} = 0,233; P_{\text{cp}} = 0,278$.

Таким образом, при недостаточной концентрации поля в безэховой камере туннельного типа и известном отношении мощностей мешаю-

щих сигналов, излучаемых в направлении боковых лепестков диаграммы направленности, к мощности шумовых искажающих измерения сигналов, возможно оценивание по предлагаемой методике вероятностей наблюдения минимальных, максимальных и некоторых промежуточных уровней мешающих сигналов в следующей последовательности.

1) Оцениваются минимальный и максимальный уровни мощности смеси мешающих и искажающих сигналов в исследуемой точке камеры по множеству равных интервалов наблюдения;

2) Вычисляются значения пороговых уровней, устанавливаемых по критерию идеального наблюдателя по формулам (19, 20);

3) Определяются послеопытные вероятности наблюдения конкретных уровней мешающих сигналов в соответствии с формулами (22–24).

Пример вычисления этих вероятностей показывает, что при увеличении в 2 раза уровня искажающих сигналов, вероятность наблюдения в заданной точке некоторого среднего уровня мешающих сигналов увеличивается в 1,3 раза. Отсюда следует целесообразность обустройства радиопоглощающими материалами не только передней стенки, но и ребер безэховой камеры туннельного типа.

В заключение отметим, что, имея распределение (рис. 1) уровней мешающих сигналов при наличии искажающих, несложно оценить погрешности оценивания величин апостериорных вероятностей наблюдения тех или иных уровней искажающих сигналов по рассмотренным формулам. Поэтому ограничимся здесь проверенным утверждением о том, что относительные ошибки оценивания величин этих апостериорных вероятностей реально не превышают единиц процентов. Данная методика открывает возможности оценивания доверительных интервалов для результатов измерений интенсивности сигналов в безэховой камере.

Список использованных источников

1. Мицмахер М. Ю. Безэховые камеры СВЧ / М. Ю. Мицмахер, В. А. Торгованов. – М.: Радио и связь, 1982. – 128 с.
2. Алимин Б. Ф. Техника расчета отражения и рассеяния от поглотителей электромагнитных волн. Обзор / Б. Ф. Алимин // Зарубежная радиоэлектроника. – 1977. – № 3. – С. 128-151.
3. Демьянчук Б. А. Принципы и применения микроволнового нагрева / Б. А. Демьянчук. – Одесса: Изд-во "Черноморье", 2004. – 520 с.

Поступила в редакцию 20.12.2013

Б. О. Дем'янчук, д.т.н., О. Ф. Дяченко, к.т.н., М. В. Оленів, к.т.н.

СТАТИСТИКА ІНТЕНСИВНОСТЕЙ СИГНАЛІВ, ЩО ЗАВАЖАЮТЬ, У ВИМІРЮВАЛЬНІЙ БЕЗЕХОВІЙ КАМЕРІ ТУНЕЛЬНОГО ТИПУ

Методом відношення правдоподібності отримані значення ймовірності спостереження суми сигналів, що заважають, із заданим рівнем її інтенсивності в конкретній точці вимірювальної безехової камери. Шляхом застосування функціонала густини ймовірності з великим параметром для випадкових сигналів, що заважають, відбитих від стінок камери, а також випадкових спотворюючих сигналів, відбитих від ребер мікрохвильової камери, що інтерферують в заданій точці, отримана функція правдоподібності параметрів, залежних від довжин шляхів, які пройшли сигнали, що заважають, в типовій камері тунельного типу. Усереднювання функції правдоподібності здійснюється по δn -мірному вектору випадкових параметрів. Обчислені значення ймовірності спостереження суми сигналів, що заважають, із заданим рівнем її інтенсивності в конкретній точці.

Ключові слова: безехова камера, статистичні параметри, сигнали що заважають, камера тунельного типу, інтенсивності віддзеркалень.

B. Demyanchuk, DSc, A. Dyachenko, PhD, N. Olenev, PhD

STATISTICS OF INTENSITIES OF MIXING SIGNALS ARE IN MEASURING ANECHOIC CHAMBER OF A TUNNEL TYPE

The method of application of functional density of probability with the big parameter for the casual preventing signals reflected from walls of the anechoic chamber, and also the casual deforming signals reflected from the edges of the microwave chamber, interfering in the given point, function of plausibility of parameters, dependent on the lengths of the ways, passed by the preventing signals in the typical chamber of tunnel type. Averaging of function of plausibility is carried out on δn -dimensional vector of casual parameters. Values of probabilities of supervision of the sum of preventing signals with the given level of its intensity in the concrete point were found.

Keywords: anechoic chamber, statistical parameters, mixing signals, chamber of a tunnel type, intensities of reflections.

УДК 536.423

П. А. Барабаш¹, к.т.н., А. Б. Голубев¹, к.т.н., Я. Е. Трокоз¹, В. В. Горин², к.т.н.

¹ Національний технічний університет України «КПІ», г. Київ

² Одеська державна академія технічного регулювання та якості, г. Одеса

УСТАНОВКА ДЛЯ ПРОВЕДЕНИЯ ТЕПЛОТЕХНИЧЕСКИХ ИСПЫТАНИЙ МОДЕЛИ ЛЬДОГЕНЕРАТОРА

В работе представлена лабораторная модель льдогенератора ЛГ УОВВ-100, предназначенная для экспериментальной проверки возможности его создания, а также уточнения предварительных расчетных теплотехнических характеристик, необходимых для проектирования ЛГ.

Ключевые слова: лабораторная модель, льдогенератор, деформируемая поверхность теплообмена.

Вступлення

Дефицит чистой воды требует разработки эффективных и экономичных новых методов ее получения, совершенствования уже известных. Решение комплексной проблемы экономии энергетических ресурсов предприятий, имеющих холодильное оборудование, в сочетании с задачей получения чистой воды, может быть обеспечено

за счет использования недорогих и эффективных установок для опреснения воды методом вымораживания.

Метод очистки воды вымораживанием основан на эффекте понижения температуры замерзания растворов по сравнению с чистой водой. При охлаждении растворов солей вначале образуется кристаллы льда, обедненные приме-