

ОЦЕНКА ИНТЕНСИВНОСТИ ДЕТЕРМИНИРОВАНО ОСЛАБЛЕННЫХ ОПТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ

Е.И. Жилин

(представил д.т.н., проф. А.И. Стрелков)

Получена оптимальная оценка интенсивности детерминировано ослабленных сигналов в астрономических, фотометрических оптико-электронных системах. Проведен сравнительный анализ точностных характеристик оценки интенсивности детерминировано и стохастически ослабленных сигналов.

Введение. Получение некоординатной информации о наблюдаемом объекте посредством фотометрических измерений требует решения задач обнаружения и оценки оптических сигналов на фоне помех.

При этом большая интенсивность фонового излучения зачастую является неустранимым (при астрономических наблюдениях) или необходимым (при микроскопии полупрозрачных биологических объектов) условием проведения измерений. В этом случае интенсивность аддитивной смеси «сигнал + помеха» может превышать верхнюю границу динамического диапазона фотометра и возникает необходимость согласования интенсивности входного оптического излучения с динамическим диапазоном фотометра.

Одним из путей такого согласования является ослабление исходного светового потока. Кратко поясним механизм ослабления светового потока при различных способах его реализации. Световой поток можно представить, как случайный поток фотонов (фотоотчетов на выходе фотоумножителя), распределенный по закону Пуассона (рис. 1,а) и, со-

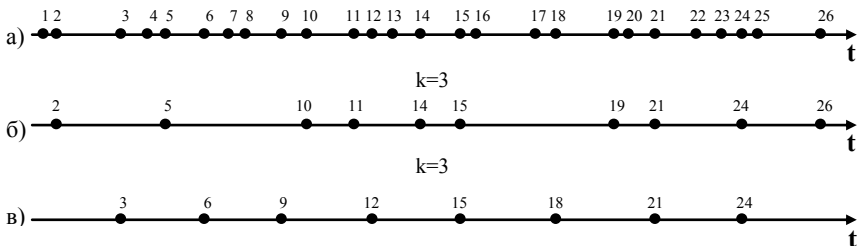


Рис. 1. Случайный поток фотоотчетов и типы его ослабления

ответственно, с экспоненциальным распределением интервалов времени между двумя соседними фотоотсчетами [1] с плотностью вероятности

$$w(\tau) = \lambda e^{-\lambda\tau}, \quad (1)$$

где λ - интенсивность пуассоновского потока.

На практике наибольшее распространение в качестве ослабляющих элементов получили нейтральные фильтры (НФ). Ослабление светового сигнала на НФ реализуется стохастическим прореживанием исходного потока в k раз, когда каждый фотон исходного потока пропускается с вероятностью $p = k^{-1}$ (рис. 1,б), а с вероятностью $1 - p$ - не пропускается. Как показано в [2], использование стохастического ослабления приводит к ухудшению отношения сигнал/шум (с/ш) в \sqrt{k} раз. Для стохастического ослабления потока плотность вероятности (1) распределения интервалов записывается как

$$w(\tau) = \lambda / k \cdot e^{-(\lambda/k)\tau}, \quad (2)$$

где k - коэффициент ослабления.

Как альтернатива предыдущему методу, возможна реализация такого же по величине ослабления строго детерминированным образом – пропуском каждого k -го фотоотсчета и непропуском последующих ($k - 1$) (рис. 1,в). При этом, в силу свойств детерминированного прореживания пуассоновского потока, отношение с/ш практически не ухудшается [2, 3], но изменяется его статистика. Интенсивность таких потоков подчинена закону Эрланга k -го порядка [4], а плотность вероятности интервала между событиями, согласно [1], будет равна

$$w(\tau) = \frac{\lambda^k \tau^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda\tau}, \quad (\tau > 0). \quad (3)$$

В [2, 3, 5] рассмотрены вопросы детерминированного ослабления случайного потока и обнаружения детерминированно ослабленного сигнала на фоне аддитивных помех. Методика и примеры статистического синтеза алгоритмов оценки параметров случайного потока даны в [4, 7-9]. Настоящая статья посвящена синтезу алгоритма оценки параметров детерминированно ослабленного сигнала применительно к астрономическим системам фотометрических измерений.

Исходные данные. При решении локационных задач фотометрические измерения проводятся с целью определения энергетических параметров солнечного излучения, рассеянного космическим объектом (КО). Обычно результаты фотометрических измерений представляют в виде оценок блеска космического объекта $m_{КО}$ в звездных величинах. Одной из наиболее важных характеристик кривой блеска, как случайной функции, является среднее значение блеска КО $\bar{m}_{КО}$ за интервал наблюдения $T_{н}$. Выходной сигнал фотометрической системы пропорционален рассеянному КО излучению, а интенсивность сигнальных фотоотсчетов λ_c определяется средним блеском КО и пропорциональна средней длитель-

ности интервала между соседними фотоотсчетами [6,9]:

$$\lambda_c = 10^{-(13,89 - \bar{m}_{\text{ко}})/2,5} \cdot \alpha, \quad (4)$$

где α - множитель, учитывающий технические характеристики фотометра и состояние атмосферы в направлении на КО.

Таким образом, оценка среднего блеска КО может быть сведена к получению оценки λ_c интенсивности фотоотсчетов на интервале наблюдения $(0, T_n)$.

При построении фотометрической ОЭС по двухканальной схеме с пространственным разделением каналов, на выходе ФЭУ первого канала образуется поток фотоотсчетов аддитивной смеси «сигнал + помеха», а второго – только помехи. Случайные интервалы времени между соседними фотоотсчетами в первом и втором канале, при использовании детерминированного ослабления, характеризуются, согласно (3), плотностями вероятности:

$$w_{\text{сн}}(\tau) = \frac{(\lambda_c + \lambda_n)^k \tau^{k-1}}{(k-1)!} e^{-(\lambda_c + \lambda_n)\tau}; \quad (5)$$

$$w_n(\tau) = \frac{\lambda_n^k \tau^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda_n \tau}, \quad (6)$$

где λ_c, λ_n - интенсивности сигнала и помехи, соответственно.

При малом времени наблюдения и достаточно больших значениях интенсивности фотоотсчетов в первом и втором каналах можно принять условие стационарности наблюдаемых потоков сигнала и помехи, а также, что

$\sum_{i=1}^m \tau_i \rightarrow T_n$. Требуется получить несмещенную, состоятельную, эффективную

(если такая имеется) оценку $\hat{\lambda}_c$ интенсивности сигнала от КО.

Синтез алгоритма. Естественным требованием при синтезе алгоритма оценки является ее несмещенность, состоятельность и эффективность (хотя бы асимптотически).

Для получения оценки $\hat{\lambda}_c$ выберем метод наибольшего правдоподобия, который можно представить в виде [7]:

$$\hat{\lambda}_{\text{смп}} = \arg \max_{\lambda_c} \ln l, \quad (7)$$

где

$$l = \prod_{i=1}^m \frac{w_{\text{сн}}(\tau_i)}{w_n(\tau_i)} \quad (8)$$

– отношение правдоподобия [7].

Выбор данного метода обусловлен тем, что:

- 1) алгоритм получения оценки является относительно простым;
- 2) в случае оценки одного параметра оценка $\hat{\lambda}_c$ наибольшего правдоподобия оказывается всегда состоятельной [8,10];
- 3) оценки наибольшего правдоподобия параметра λ_c , часто оказываются смещенными, однако эта смещенность во многих случаях может быть устранена;
- 4) если параметр λ_c допускает эффективную оценку, то эта оценка получается как единственное в этом случае решение отношения правдоподобия [8].

Используя выражения (5), (6), запишем отношение правдоподобия как

$$l = \prod_{i=1}^m \frac{w_{cn}(\tau_i)}{w_n(\tau_i)} = \prod_{i=1}^m \frac{(\lambda_c + \lambda_n)^k e^{-(\lambda_c + \lambda_n)\tau_i}}{\lambda_n^k e^{-\lambda_n\tau_i}}, \quad (9)$$

откуда для логарифма отношения правдоподобия

$$\ln(l) = \sum_{i=1}^m \left[k \cdot \ln \left(1 + \frac{\lambda_c}{\lambda_n} \right) - \lambda_c \tau_i \right]. \quad (10)$$

Оптимальную оценку интенсивности сигнала найдем из условия максимума выражения (10):

$$\frac{\partial}{\partial \lambda_c} (\ln(l)) = \frac{\sum_{i=1}^m \left[-\tau_i + \frac{k}{\lambda_c + \lambda_n} \right]}{\sum_{i=1}^m \left[k \cdot \ln \left(1 + \frac{\lambda_c}{\lambda_n} \right) - \lambda_c \tau_i \right]} = 0, \quad (11)$$

откуда

$$\hat{\lambda}_c = \frac{k}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \tau_i} - \lambda_n. \quad (12)$$

Проанализируем полученную оценку на соответствие вышеперечисленным требованиям. Для этого рассмотрим статистические характеристики оценки $\hat{\lambda}_c$. Среднее значение оценки (12) равно

$$\langle \hat{\lambda}_c \rangle = mk \left\langle \frac{1}{\sum_{i=1}^m \tau_i} \right\rangle - \lambda_n, \quad (13)$$

где

$$\left\langle \frac{1}{\sum_{i=1}^m \tau_i} \right\rangle = \int_0^{\infty} d\tau_1 \dots \int_0^{\infty} d\tau_m w(\tau_1 \dots \tau_m) \frac{1}{\sum_{i=1}^m \tau_i}. \quad (14)$$

Поскольку интервалы τ_i статистически независимы, так как получены путем объединения k независимых интервалов пуассоновского потока, то совместная плотность вероятности факторизуется

$$w(\tau_1 \dots \tau_m) = w(\tau_1) \dots w(\tau_m)$$

и в соответствии с (3), приобретает вид

$$w(\tau_1 \dots \tau_m) = \left[\frac{(\lambda_c + \lambda_n)^k}{(k-1)!} \right]^m (\tau_1 \dots \tau_m)^k e^{-(\lambda_c + \lambda_n) \sum_{i=1}^m \tau_i} \quad (15)$$

Подстановка (15) в (14) дает

$$\left\langle \frac{1}{\sum_{i=1}^m \tau_i} \right\rangle = \left[\frac{(\lambda_c + \lambda_n)^{k+1}}{k!} \right]^m I,$$

где интеграл

$$\begin{aligned} I &= \int_0^\infty d\tau_1 \dots \int_0^\infty d\tau_m (\tau_1 \dots \tau_m)^k \int_{\lambda_c + \lambda_n}^\infty e^{-x \sum_{i=1}^m \tau_i} dx = \int_{\lambda_c + \lambda_n}^\infty \left[\int_0^\infty \tau^k e^{-x\tau} d\tau \right]^m dx = \\ &= \frac{1}{mk-1} \cdot \frac{((k-1)!)^m}{(\lambda_c + \lambda_n)^{mk-1}}. \end{aligned} \quad (16)$$

При получении (16) мы использовали представление

$$\frac{1}{a} e^{-\mu a} = \int_\mu^\infty dx e^{-xa}, \quad (17)$$

перемену порядка интегрирования и идентичность m внутренних интегралов по τ_i ($i = \overline{1, m}$).

Таким образом

$$\left\langle \frac{1}{\sum_{i=1}^m \tau_i} \right\rangle = \frac{\lambda_c + \lambda_n}{mk-1}. \quad (18)$$

Сравнение (13) и (18) показывает, что $\langle \hat{\lambda}_c \rangle \neq \lambda_c$, т. е. оценка (12) является смещенной. Для получения несмещенной оценки, как легко видеть из (18), нужно брать в качестве оценки

$$\hat{\lambda}_c = \frac{mk-1}{\sum_{i=1}^m \tau_i} - \lambda_n. \quad (19)$$

Найдем дисперсию несмещенной оценки (19). Перенеся в выражении (19) λ_{Π} в левую часть, возведя в квадрат и усреднив, получим с учетом $\langle \hat{\lambda}_c \rangle = \lambda_c$

$$\langle \hat{\lambda}_c^2 \rangle + 2\lambda_c \lambda_{\Pi} + \lambda_{\Pi}^2 = (m-1)^2 \left\langle \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^m \tau_i\right)^2} \right\rangle, \quad (20)$$

где расчет $\left\langle \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^m \tau_i\right)^2} \right\rangle$ производится аналогично представленному выше с использованием тождества

$$\frac{1}{\left(\sum_{i=1}^m \tau_i\right)^2} e^{-(\lambda_c + \lambda_{\Pi}) \sum_{i=1}^m \tau_i} = \int_{\lambda_c + \lambda_{\Pi}}^{\infty} dx \int_x^{\infty} dy e^{-y \sum_{i=1}^m \tau_i} \quad (21)$$

и дает

$$\left\langle \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^m \tau_i\right)^2} \right\rangle = \frac{(\lambda_c + \lambda_{\Pi})^2}{(mk-1) \cdot (mk-2)}. \quad (22)$$

Тогда из (20) для дисперсии $\hat{\lambda}_c$ следует

$$\sigma_{\hat{\lambda}_c}^2 = \langle \hat{\lambda}_c^2 \rangle - \langle \hat{\lambda}_c \rangle^2 = \frac{(\lambda_c + \lambda_{\Pi})^2}{mk-2}. \quad (23)$$

Мерой эффективности оценки $\hat{\lambda}_c$ является отношение минимально возможной дисперсии к дисперсии рассматриваемой оценки [7, 8]:

$$e = \sigma_{\min}^2 / \sigma_{\hat{\lambda}_c}^2. \quad (24)$$

Для нахождения минимально возможной дисперсии воспользуемся, согласно [4, 7], неравенством Рао - Крамера для несмещенных оценок

$$\sigma_{\hat{\lambda}_c}^2 \geq \frac{1}{I_m} = \sigma_{\max}^2, \quad (25)$$

где I_m - информация по Фишеру о параметре λ_c , содержащаяся в выборке m :

$$I_m = \left\langle \left[\frac{\partial}{\partial \lambda_c} \ln w(\tau_1 \dots \tau_m | \lambda_c) \right]^2 \right\rangle. \quad (26)$$

Расчет (26) с учетом (5), (6) дает

$$I_m = \left(\frac{mk}{\lambda_c + \lambda_n} \right)^2 - 2 \frac{mk}{\lambda_c + \lambda_n} \left\langle \sum_{i=1}^m \tau_i \right\rangle + \left\langle \left(\sum_{i=1}^m \tau_i \right)^2 \right\rangle = \frac{mk}{(\lambda_c + \lambda_n)^2}. \quad (27)$$

Тогда выражение для минимальной дисперсии

$$\sigma_{\min}^2 = (\lambda_c + \lambda_n)^2 / (mk). \quad (28)$$

Подставка (28) и (23) в выражение (24) показывает, что с увеличением размера m выборки эффективность оценки e стремится к единице

$$\left(\frac{mk - 2}{mk} \xrightarrow{m \rightarrow \infty} 1 \right),$$

что говорит об асимптотической эффективности оценки $\hat{\lambda}_c$. Доказательство состоятельности полученной оценки здесь не приводится, так как в силу свойств эффективных оценок они же являются состоятельными [7, 8].

Таким образом, получена несмещенная, состоятельная, асимптотически эффективная оценка $\hat{\lambda}_c$, алгоритм определения которой можно пояснить следующим образом. Согласно (19), оптимальный измеритель должен производить подсчет и суммирование интервалов времени между импульсами фотоотсчетов с весом, зависящим от k , что пропорционально интенсивности потока аддитивной смеси «сигнал + помеха». Вычитание значения интенсивности помехи, формируемое во втором канале, дает оценку интенсивности сигнала от КО.

Точностные характеристики. Рассмотрим влияние коэффициента ослабления и размера выборки на относительную погрешность измерения интенсивности детерминировано ослабленного сигнала. Согласно [10,11] погрешность измерения величины λ_c будет равна

$$\delta_{\hat{\lambda}_c} = \sigma_{\hat{\lambda}_c} / \lambda_c. \quad (29)$$

Так как k и m влияют на значение знаменателя выражения (23) в равной мере, то достаточно будет проанализировать влияние одного из множителей. На рис. 2,а представлена зависимость погрешности оценки $\hat{\lambda}_c$ от величины коэффициента ослабления. Как видно, с увеличением k погрешность оценки $\hat{\lambda}_c$ уменьшается. Это можно пояснить тем, что при увеличении k поток Эрланга приближается к регулярному потоку с постоянными интервалами между событиями [1]. В свою очередь, это можно сравнить с накоплением сигнала и увеличением времени накопления сигнала. Действительно, время накопления, затрачиваемое на получение выборки размером m , увеличивается (рис. 2,б) согласно (19) как

$$T_n = \frac{mk - 1}{\hat{\lambda}_c + \lambda_n}. \quad (30)$$

Очевидно, что получение оценки для $T_n > 1$ возможно при условии

стационарности случайного потока на интервале времени, большем 1.

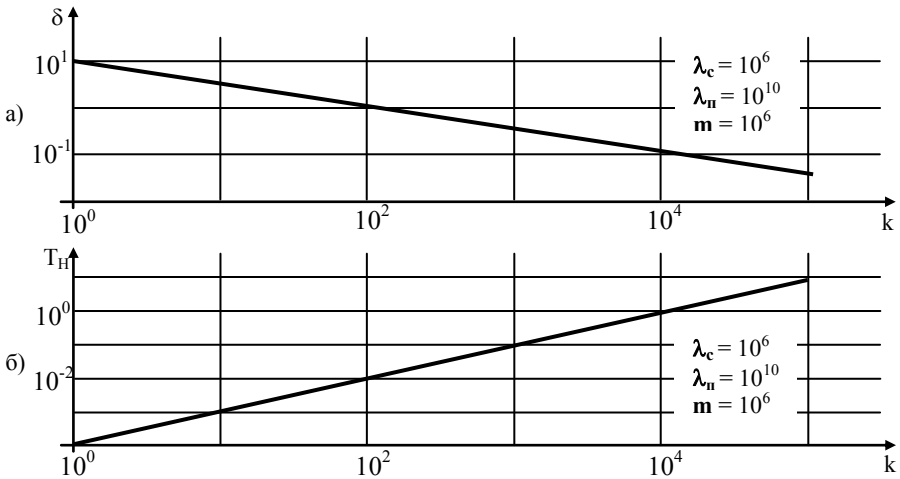


Рис. 2. Влияние коэффициента ослабления на относительную погрешность оценки

Оценка интенсивности $\hat{\lambda}_c$ при $T_n < 1$ вряд ли является целесообразной, так как не полностью использует информацию о сигнале, однако возможна в некоторых случаях при дефиците времени по наблюдению КО.

Сравним погрешности измерения λ_c , допускаемые алгоритмами получения оценки $\hat{\lambda}_c$ для случаев неослабленного потока, детерминированного и стохастического ослабления. Для этого найдем выражения для оценок $\hat{\lambda}_c$ неослабленного и стохастически ослабленного потоков. Плотности вероятности интервалов времени между двумя соседними фотоотсчетами, при наличии сигнала и его отсутствии, для неослабленного потока, согласно (1), равны:

$$w_{cn}(\tau) = (\lambda_c + \lambda_n)e^{-(\lambda_c + \lambda_n)\tau}; \quad (31)$$

$$w_n(\tau) = \lambda_n e^{-\lambda_n \tau}, \quad (32)$$

а для стохастически ослабленных потоков, согласно (2), имеют вид:

$$w_{cn}(\tau) = \frac{(\lambda_c + \lambda_n)}{k} e^{-\frac{(\lambda_c + \lambda_n)\tau}{k}}; \quad (33)$$

$$w_{\Pi}(\tau) = \frac{\lambda_{\Pi}}{k} e^{-\frac{\lambda_{\Pi}\tau}{k}}. \quad (34)$$

В соответствии с представленной выше методикой несмещенные оценки интенсивности неослабленного и стохастически ослабленного сигнала, с учетом (30) – (33) будут, соответственно, равны:

$$\hat{\lambda}_c = \left(m / \sum_{i=1}^m \tau_i \right) - \lambda_{\Pi}; \quad (35)$$

$$\hat{\lambda}_c = \left((mk - 1) / \sum_{i=1}^m \tau_i \right) - \lambda_{\Pi}. \quad (36)$$

Очевидно, что размеры выборки для оценки $\hat{\lambda}_c$ ослабленных потоков (стохастическое и детерминированное ослабление) будут отличаться от размера выборки неослабленного потока. Поэтому пронормируем размеры выборки для случая неослабленного и ослабленного потоков по времени наблюдения T_{Π} . Тогда при $T_{\Pi} = 1$ размеры выборки для ослабленного потока составят

$$m = \frac{\lambda_c + \lambda_{\Pi}}{k}, \quad (37)$$

а для неослабленного потока

$$m = \lambda_c + \lambda_{\Pi}. \quad (38)$$

Дисперсии оценок $\hat{\lambda}_c$ можно получить аналогично (20) - (23), причем выражения для неослабленного и стохастически ослабленного потока совпадают:

$$\sigma_{\hat{\lambda}_c}^2 = \frac{(\lambda_c + \lambda_{\Pi})^2}{m - 2}. \quad (39)$$

Согласно (29), (38) и (39) погрешность оценки интенсивности неослабленного сигнала равна

$$\delta_{\text{неосл}} = \frac{\sqrt{\lambda_c + \lambda_{\Pi}}}{\lambda_c}; \quad (40)$$

погрешность оценки стохастически ослабленного сигнала, с учетом (37) и (39) равна

$$\delta_{\text{стух.}} = \frac{\sqrt{\lambda_c + \lambda_{\Pi}}}{\lambda_c} \sqrt{k}, \quad (41)$$

а детерминировано ослабленного сигнала, с учетом (23)

$$\delta_{\text{детерм.}} = \frac{\sqrt{\lambda_c + \lambda_n}}{\lambda_c}. \quad (42)$$

Выражения (40) – (42) получены при условии $\lambda_n \gg 10$, что оправдано при проведении фотометрических измерений в сумеречное и дневное время, характеризующиеся наличием фонового излучения большой интенсивности. На рис. 3,а показана зависимость величины коэффициента ослабления от интенсивности помехи. Зависимость относительной погрешности оценки от интенсивности помехи представлена на рис. 3,б. Как видно из этих двух графиков, относительная погрешность оценки

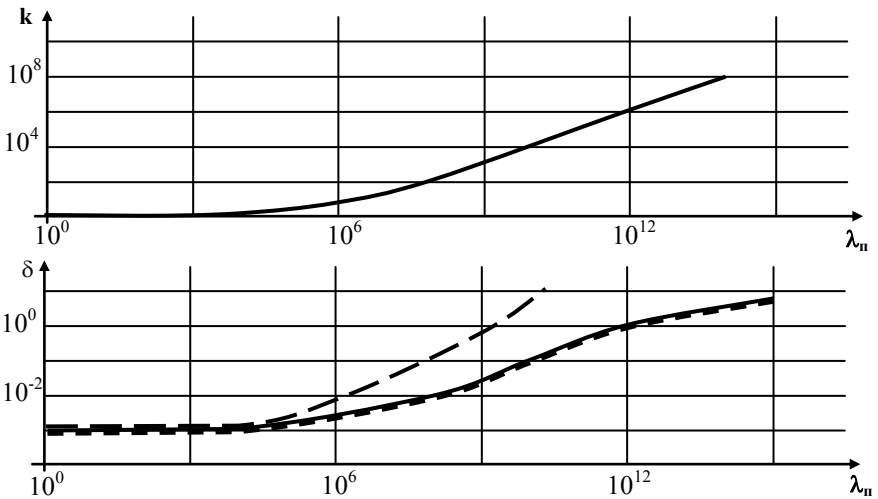


Рис. 3. Относительные погрешности оценки при различных типах ослабления

стохастически ослабленного сигнала растет с увеличением коэффициента ослабления пропорционально \sqrt{k} (в соответствии с (41)), тогда как при детерминированном ослаблении сигнала увеличение погрешности оценки не наблюдается.

Особенности технической реализации. При получении оценки

а) $\lambda_c = 10^6$
 $\lambda_{\text{max}} = 10^6$
 $T_H = 1$

138 б) $\lambda_c = 10^6$
 $\lambda_{\text{max}} = 10^6$
 $T_H = 1$

— неослабленный
ослабление:
 - - - детерминированное
 - · - · - стохастическое

(19) мы полагали, что оценка $\hat{\lambda}_n$ уже получена, причем с пренебрежимо малой погрешностью. Однако в реальных фотометрических ОЭС, для расчета относительной погрешности оценки интенсивности сигнала $\hat{\lambda}_c^*$ необходимо учитывать точность получения оценки детерминировано ослабленной помехи во втором канале. Алгоритм нахождения оценки интенсивности помехи будет аналогичен (19):

$$\hat{\lambda}_n = (mk - 1) / \sum_{i=1}^m \tau_i, \quad (43)$$

где τ_i - интервалы времени между соседними фотоотсчетами во втором канале фотометра.

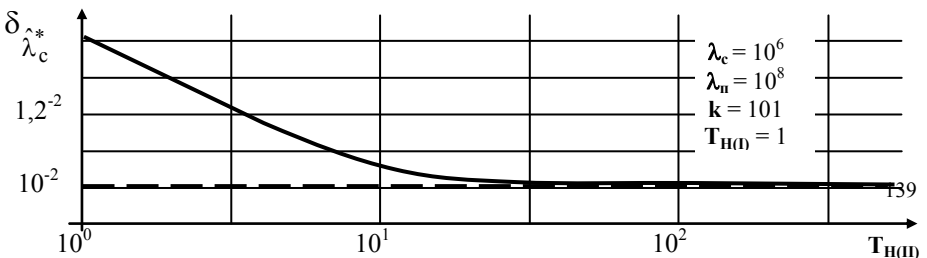
При этом $m = \frac{\lambda_n}{k}$, а дисперсия этой оценки будет равна

$$\sigma_{\hat{\lambda}_n}^2 = \frac{\lambda_n^2}{mk - 2}. \quad (44)$$

Алгоритм нахождения оценки предполагает процедуру вычитания оценки интенсивности помехи (2 канал) из оценки интенсивности аддитивной смеси «сигнал + помеха» (1 канал). В силу того, что случайные потоки первого и второго каналов не коррелированы, относительная погрешность оценки интенсивности детерминировано ослабленного сигнала будет равна

$$\delta_{\hat{\lambda}_c^*} = \frac{\sqrt{\sigma_{\hat{\lambda}_c}^2 + \sigma_{\hat{\lambda}_n}^2}}{\lambda_c}. \quad (45)$$

На рис. 4 представлен график зависимости относительной погрешности $\hat{\lambda}_c^*$ от времени накопления помехи во втором канале. Как можно видеть из данного графика, увеличение времени накопления во втором канале приводит к тому, что относительная погрешность оценки интенсивности сигнала уменьшается. При $T_{n(II)} \gg 1$ значение погрешности оценки интенсивности помехи становится незначительным и не оказывает существенного влияния на точность получения оценки $\hat{\lambda}_c^*$, в этом случае $\hat{\lambda}_c^* \rightarrow \hat{\lambda}_c$.



Заключение. Применение детерминированного ослабления потоков фотоотсчетов с выхода ФЭУ совместно с предложенным алгоритмом оценки интенсивности детерминировано ослабленного сигнала позволит согласовывать интенсивность световых потоков с динамическим диапазоном фотометра без ухудшения качества оценки сигнала. Применение же в качестве согласующих элементов в ОЭС нейтральных фильтров приводит к увеличению относительной погрешности оценки интенсивности ослабленного сигнала в \sqrt{k} раз.

Рис. 4. Относительная погрешность оценки,
с учетом времени накопления во 2-м канале

Совпадение выражений для оценки детерминировано и стохастически ослабленных сигналов позволяет говорить о возможности совместного использования обоих типов ослабления без усложнения процедуры последующей статистической обработки.

Для получения оценок с наименьшей относительной погрешностью желательнее устанавливать время накопления во втором канале фотометра намного больше, чем в первом.

Автор выражает благодарность доктору технических наук, профессору **Стрелкову Александру Ивановичу** и кандидату физико – математических наук **Стаднику Александру Михайловичу** за оказанную помощь при постановке задачи и выборе методов её решения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Физматлит, 1962. – 564 с.
2. Стрелков А.И., Стадник А.М., Лытюга А.П., Стрелкова Т.А. Сравнительный анализ вероятностного и детерминированного методов ослабления световых потоков // Радиотехника. – 1998. – Вып. 8. – С. 27 - 33.
3. Стрелков А.И., Жилин Е.И., Лытюга А.П., Стрелкова Т.А. Исследование возможности применения метода детерминированного ослабления сигнала в астрономических оптико-электронных системах // Системы обробки інформації. – Х. : НАНУ, ПАНМ, ХВУ. – 2001. – Вып. 3 (13). – С. 121 - 127.
4. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника. – М.: Радио и связь, 1982. – 624 с.
5. Жилин Е.И., Безверхий С.А. Обнаружение детерминировано ослабленных сигналов в астрономических фотометрических системах // Радиофизика и радиоастрономия. – 2002. – Т. 7, № 2. – С. 139 - 144.
6. Москвитин С.В., Стрелков А.И. Теоретические основы оптический локации. – Х.: ВИРТА, 1992. – 369 с.
7. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.
8. Мудров В.И., Кушко В.Л. Методы обработки измерений. – М.: Радио и связь, 1983. – 304 с.
9. Шереметьев А.Г. Статистическая теория лазерной связи. М.: Связь, 1971. –

264 с.

10. Уилкис С. *Математическая статистика: Пер. с англ. / Под ред. Ю.В. Линника.* – М.: Наука, 1967. – 248 с.

11. Рабинович С.Я. *Погрешности измерений.* – М.: Связь, 1964. – 314 с.

Поступила 25.04.2002

ЖИЛИН Евгений Игоревич, адъюнкт ХВУ. В 1997 году окончил ХВУ. Область научных интересов – статистическая обработка сигналов в астрономических оптико-электронных системах.
