

В.Г. Астафуров, Г.А. Титов

ОБНАРУЖЕНИЕ ЛЕСНЫХ ПОЖАРОВ ИЗ КОСМОСА ПО ИНФРАКРАСНОМУ ИЗЛУЧЕНИЮ В УСЛОВИЯХ ОБЛАЧНОЙ АТМОСФЕРЫ

Рассмотрены возможности обнаружения очагов лесных пожаров в условиях кучевой облачности по спектральным измерениям ИК-излучения из космоса. Для решения задачи используется метод статистического испытания гипотез. Решающий алгоритм формируется на основе критерия Неймана–Пирсона. Предложена и обоснована статистическая модель сигнала (излучение очага пожара) и фона (излучение подстилающей поверхности, облаков и атмосферы). Анализ полученных результатов показывает возможность достаточно уверенного обнаружения очагов лесных пожаров площадью ~600 м², если балл облачности не превышает 0,5.

Введение

В настоящее время развиты методы дистанционного зондирования атмосферы с борта метеорологических спутников с использованием теплового инфракрасного (ИК) излучения. Эти методы позволяют определять температуру подстилающей поверхности, а также обнаруживать области с повышенной температурой – очаги лесных пожаров. Наибольший интерес представляют поиск и обнаружение лесных пожаров в начальной стадии их развития, что существенно уменьшает число больших пожаров и снижает затраты на борьбу с ними.

Алгоритмы обнаружения лесных пожаров основаны на измерениях ИК-излучения в спектральных интервалах 3,55–3,93 и 10,3–11,3 мкм, лежащих в окнах прозрачности [1]. Для характерных температур лесных пожаров 800–1000 К максимум излучения лежит в первом спектральном интервале. Второй интервал соответствует области спектра, в которой расположен максимум излучения подстилающей поверхности, имеющей температуру ~300 К. Такие каналы имеются на радиометрах типа AVHRR, устанавливаемых на метеорологических спутниках серии NOAA. В [1] отмечается, что, получая информацию с разрешением 1 км², можно обнаруживать очаги пожара с $T \sim 1000$ К и площадью 100 м², а также зоны тления с $T \sim 600$ К и площадью 900 м². Наличие облачности существенно ограничивает возможности существующих методов обнаружения пожаров по ИК-излучению.

В данной статье рассматривается задача обнаружения лесных пожаров в условиях кучевой облачности как задача статистического испытания гипотез. Такой подход связан с наличием просветов в облачном поле и частичным пропусканием излучения очагов пожаров (ОП) через оптически тонкие облака или их края. Последнее обстоятельство приводит к существенному расширению зоны возможного обнаружения ОП. Задача решается в условиях значительных флуктуаций измеряемой радиационной температуры из-за попадания облаков в поле зрения радиометра.

Критерий обнаружения

Решающее правило для обнаружения ОП можно получить с помощью различных критериев – байесовского, максимума апостериорной вероятности, максимума правдоподобия, Неймана–Пирсона [2]. Выбор критерия зависит от имеющейся априорной статистической информации – вероятности q попадания ОП в поле зрения радиометра и плотности вероятности $f(P(\Delta\lambda_1), P(\Delta\lambda_2))$ мощностей $P(\Delta\lambda_i)$, излучаемых очагом в спектральных интервалах $\Delta\lambda_i$, $i = 1, 2$. Решающие правила, получающиеся по различным критериям, будут отличаться друг от друга не только алгоритмом принятия решения, но и своим качеством.

Определим две гипотезы: H_0 – в поле зрения приемника ОП отсутствует; H_1 – присутствует. В гипотезе H_0 приемник регистрирует только фон – излучение подстилающей поверхности, облаков и атмосферы, а в гипотезе H_1 – фон и сигнал, под которым будем понимать излучение ОП. Из-за флуктуаций сигнала и фона, обусловленных переносом излучения в кучевой облачности, возможны ошибки двух типов:

1) принимается решение γ_1 о наличии ОП, в то время как справедлива гипотеза H_0 – приемник регистрирует только фон. Эта ошибка характеризуется величиной условной вероятности $\alpha = P(\gamma_1 | H_0)$. В дальнейшем α будем называть вероятностью ложной тревоги;

2) принимается решение γ_0 об отсутствии ОП в поле зрения приемника, в то время как справедлива гипотеза H_1 – приемник регистрирует излучение от очага и фон. Эта ошибка второго рода с условной вероятностью $\beta = P(\gamma_0 | H_1)$. Условная вероятность правильного обнаружения $P(\gamma_1 | H_1)$ дополняет β до единицы, т.е. $P(\gamma_1 | H_1) = 1 - \beta$.

Введем следующие обозначения: $\mathbf{p}(\theta_0) = (p_1(\theta_0), p_2(\theta_0))$ – вектор мощностей $p_i(\theta_0)$, регистрируемых ИК-радиометром на высоте h_0 в спектральных интервалах $\Delta\lambda_i$ (θ_i – зенитный угол наблюдения); $f(\mathbf{p}(\theta_0) | H_0) = f_0(\mathbf{p})$ и $f(\mathbf{p}(\theta_0) | H_1) = f_1(\mathbf{p})$ – совместные условные плотности вероятности вектора выборочных данных в гипотезах H_0 и H_1 соответственно. Множество значений $\mathbf{p}(\theta_0)$ образует пространство выборочных данных E_2 . Для получения решающего правила по любому критерию необходимы прежде всего плотности вероятности $f_0(\mathbf{p})$ и $f_1(\mathbf{p})$ для формирования отношения правдоподобия. Для критериев байесовского, максимума апостериорной вероятности и максимума правдоподобия требуется априорная вероятность q и априорная плотность вероятности $f(P(\Delta\lambda_1), P(\Delta\lambda_2))$.

Если применять байесовский критерий, минимизирующий средний риск, то нужна также информация для задания функции потерь, которая определяет плату за ошибки первого и второго рода. У нас нет информации для обоснованного задания функции потерь, а также неизвестны вероятность q и плотность вероятности $f(P(\Delta\lambda_1), P(\Delta\lambda_2))$. В этих условиях целесообразно применять критерий Неймана–Пирсона [2]. Он позволяет сформировать решающее правило, которое обеспечивает максимальную вероятность правильного обнаружения $1 - \beta$ при заданной вероятности ложной тревоги α . Решающее правило по выбранному критерию состоит в формировании отношения правдоподобия

$$\Lambda(\mathbf{p}(\theta_0)) = \frac{f_1(\mathbf{p})}{f_0(\mathbf{p})}$$

и сравнение его с порогом u_α , величина которого для критерия Неймана–Пирсона определяется из условия

$$P\{\Lambda(\mathbf{p}(\theta_0)) | P(\Delta\lambda_i) = 0, i = 1, 2\} = \alpha.$$

Пространство выборок E_2 будет при этом разделено на две непересекающиеся области G_0 и G_1 , соответствующие принятию решений γ_0 , если $\mathbf{p}(\theta_0) \in G_0$, или γ_1 , если $\mathbf{p}(\theta_0) \in G_1$. Таким образом, для формирования решающего правила в рамках выбранного параметрического подхода решения задачи обнаружения ОП необходимо изучение совместных статистических характеристик мощностей $p_1(\theta_0)$ и $p_2(\theta_0)$.

В данной статье рассматривается обнаружение ОП по измерениям ИК-излучения в одном спектральном интервале $\Delta\lambda_i$. Такой подход можно рассматривать как первый этап решения поставленной выше задачи, который позволит оценить возможности обнаружения ОП в условиях кучевой облачности. В этом случае исходной информацией для принятия решения является зарегистрированная радиометром мощность излучения $p = p_i(\theta_0)$ в одном из спектральных интервалов $\Delta\lambda_i$. Поскольку средние значения p в гипотезах H_0 и H_1 удовлетворяют очевидному условию $\langle p \rangle_1 > \langle p \rangle_0$, то весь интервал возможных значений p делится порогом u_α на два интервала – $[0, u_\alpha]$ и $(u_\alpha, +\infty)$ [2]. Решения принимаются по следующему правилу: γ_0 (ОП отсутствует), если $p \in [0, u_\alpha]$, и γ_1 (присутствует ОП), если $p \in (u_\alpha, +\infty)$. Величина порога находится из уравнения

$$\alpha = \int_{u_\alpha}^{+\infty} f_0(p) dp, \quad (1)$$

а вероятность правильного обнаружения равна

$$1 - \beta = \int_{u_\alpha}^{+\infty} f_1(p) dp. \quad (2)$$

Распределение $f_0(p)$ определяется только статистическими характеристиками фона и не зависит от мощности излучения очага $P(\Delta\lambda_i)$ в выбранном спектральном интервале $\Delta\lambda_i$.

Статистическая модель сигнала и фона

Выбор аппроксимаций для плотностей вероятности $f_j(p)$ ($j = 0, 1$) является самым ответственным этапом решения задачи обнаружения. Это объясняется тем, что величина порога u_α существенно зависит от поведения $f_0(p)$ при больших значениях p , т.е. на «хвостах» распределения. Поведение $f_0(p)$ на «хвостах» определяется моментами распределения более высокого порядка, чем дисперсия. Поэтому для выбора качественной аппроксимации плотностей вероятности $f_j(p)$ ($j = 0, 1$), например по кривым Пирсона [3], необходимо знать первые четыре момента мощности p .

Для аналитического задания плотностей вероятности $f_j(p)$ можно использовать их разложение в ряд по ортогональным полиномам. Поскольку $f_j(p) = 0$ при $p < 0$, то подходящей является аппроксимация с помощью ряда Лагерра [3]:

$$f_j(p) = \sum_{n=0}^{\infty} c_{j,n} e^{-p} p^{v_j} L_n^{(v_j)}(p), \quad j = 0, 1, \quad (3)$$

где $L_n^{(v_j)}(p)$ – обобщенный полином Лагерра; $c_{j,n}$ – коэффициенты разложения. Для определения n -го коэффициента разложения $c_{j,n}$ нужно знать n начальных моментов $\langle p^n \rangle$. Поэтому число членов ряда (3) определяется числом известных моментов $\langle p^n \rangle$. Если известны среднее и дисперсия, то (3) совпадает с гамма-распределением

$$f_j(p) = \frac{1}{\eta_j \Gamma(v_j + 1)} \left(\frac{p}{\eta_j}\right)^{v_j} \exp\left(-\frac{p}{\eta_j}\right), \quad (4)$$

параметры которого определяются выражениями

$$v_j = \frac{\langle p \rangle_j^2}{D_j(p)} - 1, \quad \eta_j = \frac{D_j(p)}{\langle p \rangle_j}, \quad j = 0, 1. \quad (5)$$

Для оценки точности аппроксимации (4) нужно в разложении (3) учесть член ряда, соответствующий $n = 3$. В этом случае для $f_j(p)$ справедливо выражение

$$f_j(p) = \frac{1}{\eta_j} \left(\frac{p}{\eta_j}\right)^{v_j} \exp\left(-\frac{p}{\eta_j}\right) \left(\frac{1}{\Gamma(v_j + 1)} + c_{j,3} L_3^{(v_j)}\left(\frac{p}{\eta_j}\right)\right), \quad (6)$$

где

$$L_3^{(v_j)}(p) = [(v_j + 1)(v_j + 2)(v_j + 3) - 3p(v_j + 2)(v_j + 3) + 3p^2(v_j + 3) - p^3]/6;$$

$$c_{j,3} = \frac{(v_j + 1)(v_j + 2)(v_j + 3)}{\Gamma(v_j + 4)} (1 - \xi_{j,3}); \quad (7)$$

$$\xi_{j,3} = \langle p^3 \rangle_j / \langle p^3 \rangle_j^{(j)} \quad (8)$$

– отношение $\langle p^3 \rangle_j$ к величине третьего момента

$$\langle p^3 \rangle_j^{(j)} = \eta_j^3 (v_j + 1)(v_j + 2)(v_j + 3), \quad (9)$$

соответствующего гамма-распределению p . Величина разности $1 - \xi_{\gamma,j}$ в (7) характеризует относительное отклонение между третьими моментами $\langle p^3 \rangle_j$ и $\langle p^3 \rangle_j^{(\gamma)}$. Поэтому отклонение $\xi_{\gamma,j}$ от единицы можно рассматривать как степень точности аппроксимации $f_j(p)$ гамма-распределением на уровне третьих моментов.

Метод решения

Для определения порога u_α и расчета вероятности правильного обнаружения $1 - \beta$ предлагается использовать для $f_j(p)$ аппроксимации (4) или (6) в зависимости от величины параметра $\xi_{\gamma,j}$, определяемого выражением (8). Необходимые для этого моменты мощности теплового излучения в выбранных спектральных интервалах $\Delta\lambda_i$, $i = 1, 2$, рассчитываются методом численного моделирования. Величина регистрируемой мощности определяется выражением

$$p_i(\theta_0) = \int_{\Delta\Omega} d\omega \int_{S_R^*} d\rho \int_{\Delta\lambda_i} d\lambda k(\lambda) I(\rho, \omega, \lambda), \quad (10)$$

где S_R^* – апертура приемной антенны площадью S_R ; $\Delta\Omega$ – угол поля зрения радиометра; $k(\lambda)$ – коэффициент пропускания оптического фильтра на длине волны λ ; $I(\rho, \omega, \lambda)$ – интенсивность восходящей тепловой радиации в точке $\rho \in S_R^*$ в направлении единичного вектора ω .

Для расчета интенсивности восходящей ИК-радиации рассмотрим нерассеивающую атмосферу, которая находится в состоянии локального термодинамического равновесия, горизонтально однородна (за исключением облачного слоя, нижняя граница которого расположена на высоте h_b), имеет температуру $T(z)$ на высоте z и коэффициент аэрозольного и газового ослабления $\alpha(z, \lambda)$. В пределах облачного слоя суммарный коэффициент ослабления на высоте z равен $\alpha_\Sigma(z, \lambda) = \alpha(z, \lambda) + \alpha_c(\lambda)\chi(\mathbf{r})$, а $\chi(\mathbf{r})$ – индикаторное поле:

$$\chi(\mathbf{r}) = 1, \quad \mathbf{r} \in \Theta \quad \text{и} \quad \chi(\mathbf{r}) = 0, \quad \mathbf{r} \notin \Theta,$$

где Θ – случайное множество точек, в которых присутствует облачное вещество с коэффициентом ослабления $\alpha_c(\lambda)$. Будем считать, что подстилающая поверхность представляет собой абсолютно черный излучатель с распределением температуры $T_s(x, y)$, а облака являются нерассеивающими. Точность последнего приближения при расчетах потоков длинноволновой радиации при кучевой облачности подробно рассмотрена в [4]. С учетом сделанных предположений интенсивность восходящей тепловой радиации на высоте h_0 определяется известным выражением

$$I(\rho, \omega, \lambda) = B_\lambda(T_s(x, y)) \exp\left(-\frac{1}{\mu} \int_0^{h_0} \alpha_\Sigma(s, \lambda) ds\right) + \int_0^{h_0} B_\lambda(T(z)) \exp\left(-\frac{1}{\mu} \int_z^{h_0} \alpha_\Sigma(s, \lambda) ds\right) \frac{\alpha_\Sigma(z, \lambda)}{\mu} dz, \quad (11)$$

где $B(T_s)$ – функция Планка; $\mu = \cos\theta_0$; $x = x(\omega, h_0)$; $y = y(\omega, h_0)$. Первое слагаемое в выражении (11) – излучение подстилающей поверхности, трансформированное атмосферой, второе слагаемое – излучение собственно атмосферы.

Оценки моментов мощности p находятся последовательным моделированием реализаций облачного поля, вычислением по формуле (11) интенсивности восходящей тепловой радиации для каждого направления, лежащего в поле зрения приемника, расчетом мощности p по формуле (10) и последующим усреднением по числу реализаций облачного поля.

Моделирование реализаций облачного поля подробно рассмотрено в [5]. Предполагается, что отдельное облако имеет форму усеченного параболоида, диаметр которого D равен высоте и имеет экспоненциальное распределение $f(D) \sim \exp(-\alpha D)$, $\alpha = 2$, $30 \text{ м} < D < 1300 \text{ м}$. Высота нижней границы облачного слоя равна 1 км. Коэффициент ослабления $\alpha_c(\lambda)$ соответствует облаку C_1 на длине волны 4 и 10 мкм [6]. Так как эффекты рассеяния не учитываются, то реализации облачного поля моделируются только в пределах поля зрения радиометра. Затем она разбивается на квадратные ячейки с горизонтальным размером 25 м. Для каждой ячейки вычисляется толщина облачного слоя. При расчетах используются вертикальные профили коэффициента аэрозольного ослабления из [7], профили влажности и температуры для лета умеренных широт из [8]. Поглощение водяным паром для выбранных спектральных интервалов

учитывалось по методике, изложенной в [9]. При расчетах интенсивности $I(\rho, \omega, \lambda)$ и мощности P используются методы численного интегрирования по высоте z , спектральному интервалу $\Delta\lambda_i$ и углу поля зрения радиометра $\Delta\Omega$.

Результаты расчета

В общем случае распределение T_s в пределах ОП является достаточно сложным и определяется множеством различных факторов [10]. Основная цель данной работы состоит в иллюстрации принципиальных возможностей обнаружения очагов в условиях кучевой облачности. Поэтому при расчетах используется простейшая модель ОП, состоящая из двух температурных зон – зоны тления с $T_s = 600^\circ\text{K}$ и очага пожара с $T_s = 1000^\circ\text{K}$.

На рис. 1 показан пример реализации поля интенсивности уходящей тепловой радиации $\int I(\rho, \omega_{\perp}, \lambda) d\lambda$ на верхней границе атмосферы в спектральных интервалах 3,55–3,93 мкм и 10,3–11,3 мкм для балла облачности $N = 0,5$, $\omega_{\perp} = (0; 0; 1)$. «Очаг пожара» представляет собой две полосы, параллельные оси OX : первая с $T_s = 600^\circ\text{K}$ при $0,53 \leq y \leq 0,58$ км и вторая с $T_s = 1000^\circ\text{K}$ при $0,58 < y \leq 0,68$ км. Температура остальных участков равна 300 К. На рисунке не везде разрешены различные температурные зоны в пределах полосы, занимаемой очагом. Это объясняется значительным отличием величин интенсивностей радиации для участков подстилающей поверхности с различной температурой. Рисунок иллюстрирует видимость участков ОП, которые закрыты оптически тонкими облаками или их краями. Для данной реализации облачного поля полностью не виден только участок очага, который находится под «оптически толстой» центральной частью облака, имеющего диаметр ~ 800 м.

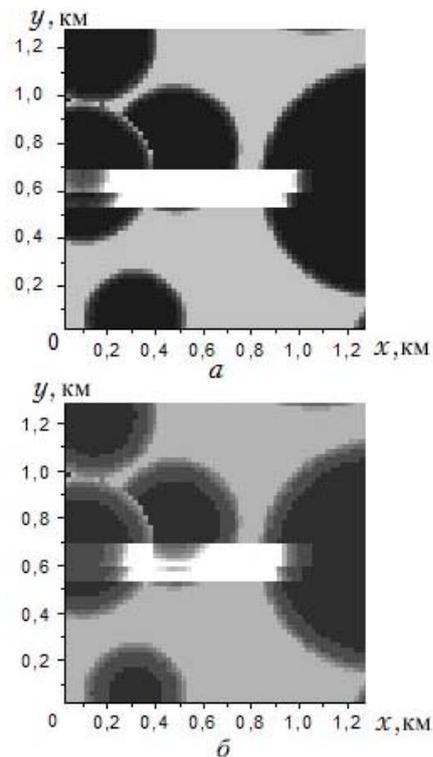


Рис. 1. Реализация поля интенсивности уходящей тепловой радиации в спектральных интервалах 3,55–3,93 мкм (а) и 10,3–11,3 мкм (б) для балла облачности $N = 0,5$ (яркость пропорциональна величине интенсивности)

Все дальнейшие расчеты проведены для $h_0 = 850$ км, угла поля зрения $\Omega = 1,88 \cdot 10^{-6}$ ср и $\Theta = 0$ (направление в надир). При этом площадь подстилающей поверхности S , лежащая в поле зрения радиометра, равна 1 км^2 . Относительные размеры зон ОП определяются двумя параметрами:

$$d_1 = \Delta S(T_s = 1000^\circ\text{K})/S;$$

$$d_2 = \Delta S(T_s = 600^\circ\text{K})/S,$$

где $\Delta S(T_s)$ – площадь участка поверхности в поле зрения радиометра с температурой T_s . На рис. 2 и 3 показаны результаты расчета зависимостей относительных моментов регистрируемой радиометром мощности p ($\delta = \sqrt{D(p)}/\langle p \rangle$ – относительное среднеквадратическое отклонение, $k_\gamma = M_3(p)/D^{3/2}(p)$ – коэффициент асимметрии) от балла облачности N для различных значений параметров d_1 и d_2 . При $d_1 = d_2 = 0$ температура всего участка подстилающей поверхности равна 300 К, что соответствует отсутствию ОП в поле зрения приемника.

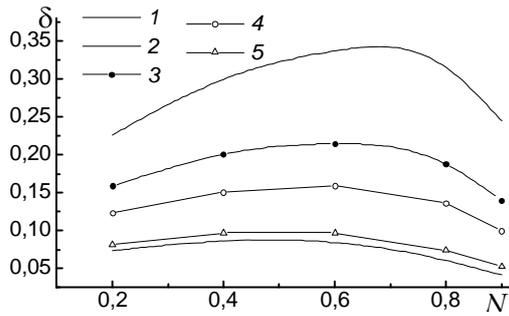


Рис. 2. Зависимость относительного среднеквадратического отклонения δ мощности p от балла облачности N для спектрального интервала 10,3–11,3 мкм: кривая 1 – $d_1 = 0, d_2 = 0$; 2 – 0,01; 0,1; 3 – 0,0025; 0,05; 4 – 0,0025; 0,024; 5 – 0,0025; 0

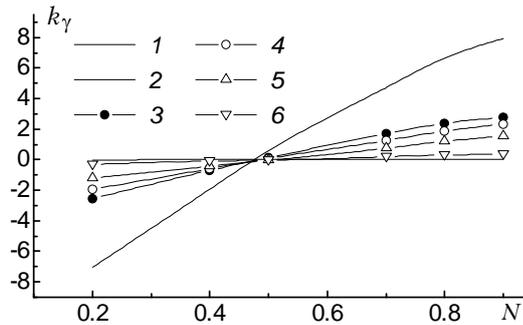
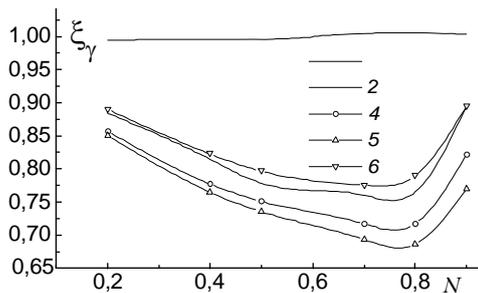
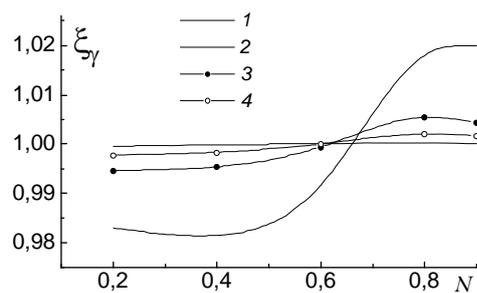


Рис. 3. Зависимость коэффициента асимметрии k_γ мощности p от балла облачности N для спектрального интервала 3,55–3,93 мкм: кривая 1 – $d_1 = 0, d_2 = 0$; 2 – 0,01; 0,1; 3 – 0,0025; 0,05; 4 – 0,0025; 0,024; 5 – 0,0025; 0; 6 – 0,000625; 0

Наиболее важными являются результаты расчетов коэффициента ξ_γ , определяемого выражением (8) и характеризующего степень отклонения плотности вероятности $f_j(p)$, определяемой выражением (6), от гамма-распределения (4). Зависимости ξ_γ от N показаны на рис. 4. Параметры ν и η находились по формулам (5). Из рисунка видно, что при отсутствии очага ξ_γ близко к единице. Наличие ОП в поле зрения радиометра приводит к отклонению ξ_γ от единицы. Величина этого отклонения в первом канале существенно больше, чем во втором, причем зависимость ξ_γ от площади очага не является монотонной. Из сказанного следует, что для определения порога u_α в уравнении (1) с большой степенью точности можно использовать для аппроксимации $f_0(p)$ гамма-распределение.



а



б

Рис. 4. Зависимость ξ_γ от балла облачности N для спектральных интервалов 3,55–3,93 мкм (а) и 10,3–11,3 мкм (б). Обозначения такие же, как и на рис. 3

Вероятности обнаружения очагов различных размеров показаны на рис. 5. Результаты расчетов показывают, что эффективность обнаружения в первом спектральном интервале существенно выше, чем во втором. Как уже отмечалось выше, это объясняется тем, что в этом интервале находится максимум излучения при температурах ~ 1000 К. Из рис. 5, а видно, что вероятность обнаружения ОП размером 25×25 м в первом спектральном интервале при $N < 0,5$ является достаточно высокой: $1 - \beta > 0,8$. Однако необходимо отметить, что вероятность пра-

вильного обнаружения для спектрального интервала 3,55–3,93 мкм найдена без учета помехи обратного рассеяния, обусловленной отраженным солнечным излучением. Последняя может быть существенной, особенно при наличии кучевой облачности или сильно отражающей растительности [11]. Во втором спектральном интервале эта помеха отсутствует.

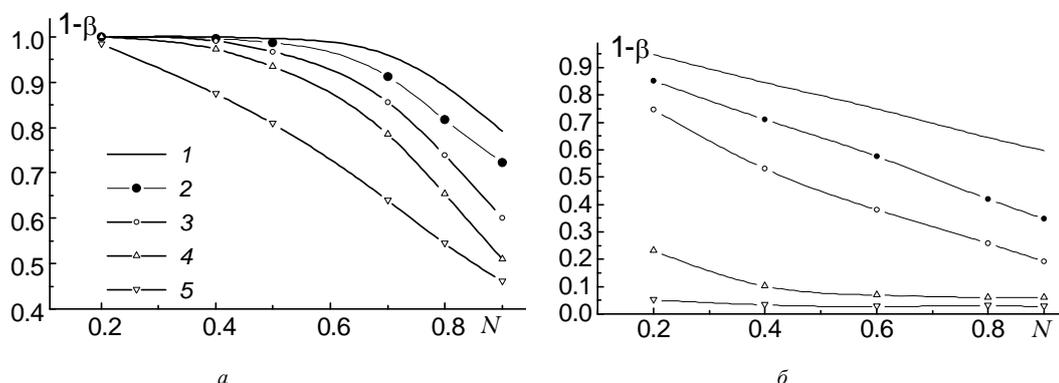


Рис. 5. Зависимость вероятности правильного обнаружения очага пожара $1 - \beta$ от балла облачности N при $\alpha = 0,02$ для спектральных интервалов 3,55–3,93 мкм (а) и 10,3–11,3 мкм (б): кривая 1 – 0,01; 0,1; 2 – 0,0025; 0,5; 3 – 0,0025; 0,024; 4 – 0,0025; 0; 5 – 0,000625; 0

Полученные результаты показывают принципиальную возможность обнаружения очагов лесных пожаров в условиях кучевой облачности. Для повышения эффективности обнаружения необходима разработка алгоритмов, использующих результаты измерений двухканального приемника, что позволит учесть отличие температурных зависимостей фона и очага пожара в различных спектральных интервалах.

1. Kaufman Y. J., Tucker C. J. // J. Geophysical Research. 1990. V. 95. N D7. P. 9927 – 9939.
2. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Ч. 2. М.: Советское радио, 1968. 503 с.
3. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь, 1982. 624 с.
4. Касьянов Е. И., Титов Г. А. // Оптика атмосферы. 1989. Т. 2. N 2. С. 133–140.
5. Зуев В. Е., Титов Г. А. // Оптика атмосферы и океана. 1995. Т. 8. N 1–2. С. 201–223.
6. Дейрменджан Д. Рассеяние электромагнитного излучения сферическими полидисперсными частицами. М.: Мир, 1971. 298 с.
7. Зуев В. Е., Креков Г. М. Оптические модели атмосферы. Л.: Гидрометеониздат, 1986. 256 с.
8. Зуев В. Е., Комаров В. С. Статистические модели температуры и газовых компонент атмосферы. Л.: Гидрометеониздат, 1986. 264 с.
9. Thomas M. E., Delaye C. T. // Proceedings 14th Conference on Atmospheric Transmission Models, Massachusetts, 11–12 June 1991. P. 342–349.
10. Гришин А. М. Математическое моделирование лесных пожаров, новые способы по борьбе с ними. Новосибирск: Наука, 1992. 407 с.
11. Малкевич М. С. Оптические исследования атмосферы со спутников. М.: Наука, 1973. 303 с.

Институт оптики атмосферы СО РАН,
Томск

Поступила в редакцию
31 января 1996 г.

V. G. Astafurov and G. A. Titov. **Forest Fire Detection from Space Using Infrared Radiation Measurements under Cloudy Conditions.**

Possibilities are explored for the forest fire detection under the cumulus cloud conditions, using infrared radiation measurements from space. The problem is settled by invoking the method of statistical hypothesis testing. The decision rule is based upon Neyman–Pearson test. A statistical model of signal (fire emission) and background (radiation from underlying surface, clouds, and atmosphere) is proposed. Calculated results demonstrate fairly moderate detection probability for forest fires ~600 m² in extent given the cloud fraction does not exceed 0,5.