

С.И. Кавкянов, С.Р. Чурагулов

## К МЕТОДИКЕ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПРОЗРАЧНОСТИ АТМОСФЕРЫ ПО ДАННЫМ ДВУХЧАСТОТНОГО ЛИДАРА

Рассматривается методика восстановления профилей прозрачности и коэффициента ослабления аэрозольной атмосферы по данным двухчастотного лазерного зондирования. Получены аналитические решения лидарного уравнения относительно этих параметров при заданных вдоль трассы зондирования спектральных характеристиках коэффициентов обратного рассеяния и ослабления атмосферы. Исследуются вопросы устойчивости решений и приводится статистически регуляризованный алгоритм восстановления профиля коэффициента ослабления. В замкнутом численном эксперименте проводится сравнительный анализ информативности одно- и двухчастотного зондирования в рассматриваемой задаче.

### Введение

Область применения одночастотного лидара ограничена главным образом получением информации о пространственном распределении объемного коэффициента обратного рассеяния  $\beta(z)$ , в то время как во многих практических задачах представляет интерес возможность лидарного измерения прозрачности  $T(z_0, z) = \exp\{-\int_{z_0}^z \alpha(z') dz'\}$  слоя атмосферы  $[z_0, z]$ , где  $z$  — расстояние вдоль трассы зондирования, либо профиля объемного коэффициента ослабления  $\alpha(z)$ .

Простейшим способом достижения этой цели при одночастотном зондировании является использование априорной информации о распределении по трассе лидарного отношения  $g(z) = \beta(z)/\alpha(z)$ , при этом ошибки определения  $\alpha(z)$  будут как минимум того же порядка, что и относительные вариации  $\Delta g(z)/g(z_0)$  вдоль трассы зондирования [1]. Хотя значения  $\beta$  и  $\alpha$  при отсутствии поглощения обычно коррелируют между собой, возможны ситуации, в которых лидарное отношение изменяется вдоль трассы в несколько раз.

В связи со сказанным актуальным является поиск методик определения прозрачности атмосферы, свободных от указанного недостатка. Такая возможность возникает при увеличении числа длин волн зондирования  $\lambda_i$  и использовании для разделения  $\beta$  и  $\alpha$  априорной информации об их спектральном поведении. При достаточно большом числе  $\lambda_i$  эту информацию можно вводить посредством задания факторов эффективности полного и обратного рассеяния атмосферного аэрозоля [2]. Если число рабочих длин волн невелико, априорная информация о спектральных свойствах  $\beta$  и  $\alpha$  может задаваться в виде каких-либо параметрических зависимостей этих характеристик от  $\lambda$  с определением неизвестных параметров из экспериментальных данных, либо модельных расчетов. Удобной является аппроксимация зависимостей  $\ln\beta(\lambda)$ ,  $\ln\alpha(\lambda)$  рядом Тейлора по степеням приращений  $\Delta \ln\lambda$  [3], при этом зачастую достаточно ограничиться первыми двумя членами разложения:

$$\left. \begin{aligned} \ln\beta(\lambda) &= \ln\beta(\lambda_0) + \eta_\beta(\lambda_0)(\ln\lambda - \ln\lambda_0) \\ \ln\alpha(\lambda) &= \ln\alpha(\lambda_0) + \eta_\alpha(\lambda_0)(\ln\lambda - \ln\lambda_0) \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

где параметры  $\eta_\beta = (\partial \ln\beta / \partial \ln\lambda)$ ,  $\eta_\alpha = \partial \ln\alpha / \partial \ln\lambda$  являются взятыми с обратным знаком показателями относительного убывания по  $\lambda$  коэффициентов  $\beta$ ,  $\alpha$  в формуле Ангстрема [2]. Анализ экспериментального материала и модельные расчеты показывают [2, 4], что изменчивость  $\eta_\alpha$ ,  $\eta_\beta$  в реальной атмосфере гораздо меньше, нежели лидарного отношения (обычно для атмосферного аэрозоля  $-2 \lesssim \eta_\beta$ ,  $\eta_\alpha \lesssim 0$ ; для молекулярного рассеяния  $\eta_m = -4$ ), что существенно увеличивает достоверность их прогноза.

В [2] получены формулы определения прозрачности атмосферы по данным двухчастотного лидара при условии неизменности  $\eta_\alpha$ ,  $\eta_\beta$  вдоль трассы зондирования. В настоящей работе излагается методика восстановления прозрачности и профиля коэффициента ослабления при произвольных зависимостях  $\eta_\alpha(z)$ ,  $\eta_\beta(z)$ . В численном эксперименте исследуется точность восстановления для различных оптических толщ трассы и погрешностей априорного задания спектральных зависимостей  $\beta(\lambda)$  и  $\alpha(\lambda)$ .

### Аналитическое решение лидарного уравнения

Запишем лидарное уравнение в относительной форме, для того чтобы исключить из конечных результатов погрешности калибровки:

$$\frac{s(\lambda, z)}{s(\lambda, z_0)} = \frac{\beta(\lambda, z)}{\beta(\lambda, z_0)} T^2(\lambda, z_0, z), \quad (2)$$

где  $s(\lambda, z)$  – лидарный сигнал, скорректированный на геометрическую функцию, измеренный на длине волны  $\lambda$ . Логарифмируя и дифференцируя (2) по  $\ln \lambda$ , получим согласно (1)

$$\frac{\partial}{\partial \ln \lambda} \ln \frac{s(\lambda, z)}{s(\lambda, z_0)} = \eta_\beta(\lambda, z) - \eta_\beta(\lambda, z_0) - 2 \int_{z_0}^z \eta_\alpha(\lambda, z') \alpha(\lambda, z') dz', \quad (3)$$

откуда

$$\alpha(\lambda, z) = -\frac{1}{2\eta_\alpha(\lambda, z)} \frac{\partial}{\partial z} \left\{ \frac{\partial}{\partial \ln \lambda} \ln \frac{s(\lambda, z)}{s(\lambda, z_0)} + \eta_\beta(\lambda, z_0) - \eta_\beta(\lambda, z) \right\}. \quad (4)$$

Учитывая, что согласно (1)  $\eta_\alpha(\lambda, z) = \eta_\alpha(\lambda_0, z) \equiv \eta_\alpha(z)$ ,  $\eta_\beta(\lambda, z) = \eta_\beta(\lambda_0, z) \equiv \eta_\beta(z)$ , получим интегрированием (4) по  $\ln \lambda$

$$\alpha_1 = -\frac{1}{2\gamma(z)} \frac{d\varphi}{dz}, \quad (5)$$

где

$$\gamma(z) = \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^{\eta_\alpha(z)} - 1, \quad \varphi(z) = \ln \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} + \frac{\lambda_2}{\lambda_1} [\eta_\beta(z) - \eta_\beta(z_0)], \quad (6)$$

для сокращения записи полагается  $\alpha(\lambda_i, z) = \alpha_i(z)$ ,  $s(\lambda_i, z) = s_i(z)$ ,  $i = 1, 2$ . Интегрируя (5) от  $z_0$  до  $z$ , получим для оптической толщи слоя  $[z_0, z]$  выражение

$$\tau_1(z_0, z) = -\frac{1}{2} \left\{ \frac{\varphi(z)}{\gamma(z)} + \int_{z_0}^z \varphi(z') \frac{d}{dz'} \left[ \frac{1}{\gamma(z')} \right] dz' \right\}. \quad (7)$$

Для постоянных на  $[z_0, z]$   $\eta_\alpha$  и  $\eta_\beta$  эти формулы упрощаются:

$$\alpha_1(z) = -\frac{1}{2} \frac{d}{dz} \ln \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} \left/ \left[ \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^{\eta_\alpha} - 1 \right] \right. \quad (5')$$

$$\tau_1(z_0, z) = -\frac{1}{2} \ln \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} \left/ \left[ \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^{\eta_\alpha} - 1 \right] \right. \quad (7')$$

Последнее выражение совпадает с полученным в [2]. Аналогично [2] можно записать необходимое условие применимости допущения (1) при интерпретации данных двухчастотного лидара (поскольку  $\alpha > 0$ ):

$$\frac{d}{dz} \ln \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} \left/ \left[ \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^{\eta_\alpha} - 1 \right] \right. < 0, \quad (8)$$

или менее жесткое, но легче проверяемое условие (вытекающее из требования  $\tau > 0$ ):

$$\ln \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} \left/ \left[ \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^{\eta_\alpha} - 1 \right] \right. < 0. \quad (9)$$

### Устойчивость решения

Как следует из выражений (5)–(7), основными факторами, влияющими на точность восстановления, являются погрешности априорного выбора характеристик  $\eta_\alpha(z), \eta_\beta(z)$ , причем, как видно из (6), наиболее высокие требования предъявляются к точности задания абсолютного значения  $\eta_\alpha(z)$ , в то время как показатель относительного спектрального изменения коэффициента обратного рассеяния содержится в конечных результатах лишь в виде разности  $\eta_\beta(z) - \eta_\beta(z_0)$  (здесь пока не учитываем погрешности численного дифференцирования функции  $\varphi(z)$ ). Исследуем устойчивость решения (5'), (7') к погрешности  $\Delta\eta_\alpha$  определения  $\eta_\alpha$ . Дифференцируя по  $\eta_\alpha$  эти выражения, получим после простых преобразований для относительных погрешностей  $\delta\alpha = \Delta\alpha/\alpha$  и  $\delta\tau = \Delta\tau/\tau$

$$\delta\alpha_1 = \delta\tau_1 = \kappa\Delta\eta_\alpha, \quad \kappa = \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^{\eta_\alpha} \ln \frac{\lambda_2}{\lambda_1} / \left[1 - \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^{\eta_\alpha}\right]. \quad (10)$$

В (10) присутствует абсолютная погрешность  $\Delta\eta_\alpha$  измерения  $\eta_\alpha$ , которая при экспериментальном измерении  $\eta_\alpha = \ln(\alpha_2/\alpha_1)/\ln(\lambda_2/\lambda_1)$  пропорциональна сумме относительных погрешностей измерения  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$ . Коэффициент усиления ошибки  $\kappa$  достигает максимального значения при  $\eta_\alpha \rightarrow 0$ , что вполне понятно, поскольку в этом случае увеличение числа  $\lambda_i$  не дает новой информации по сравнению с одночастотным зондированием. Другой очевидный факт заключается в том, что  $\kappa \rightarrow \infty$  при  $\lambda_2 \rightarrow \lambda_1$ . Исследование погрешности восстановления для реальных значений  $\lambda_1, \lambda_2, \eta_\alpha, \eta_\beta$  будет проведено далее в модельном численном эксперименте. Необходимо отметить, что к рассмотренным погрешностям добавляются ошибки измерения сигналов  $s_1(z), s_2(z)$  и прогноза  $\eta_\beta(z) - \eta_\beta(z_0)$ , усиливающиеся в случае восстановления профиля  $\alpha(z)$  при численном дифференцировании  $\varphi(z)$  {см. формулы (5), (6)}. По этой причине необходимо использовать регуляризирующие алгоритмы восстановления. Ниже описывается статистически регуляризованный алгоритм восстановления профиля коэффициента ослабления по данным двухчастотного зондирования.

### Статистическая регуляризация решения

Представим (5) в виде интегрального уравнения относительно  $\alpha_1(z)$ :

$$-\frac{2}{\ln \frac{\lambda_2}{\lambda_1}} \int_{z_0}^z \gamma(z') \alpha_1(z') dz' + [\eta_\beta(z_0) - \eta_\beta(z)] = \ln \times \frac{s_2(z) s_1(z_0)}{s_2(z_0) s_1(z)} / \ln \frac{\lambda_2}{\lambda_1}. \quad (11)$$

Обозначая правую часть (11) как  $f(z)$ ,  $\eta_\beta(z_0) - \eta_\beta(z) = \varepsilon(z)$ , получим после дискретизации по  $N+1$  отсчетам  $z_0, z_1, \dots, z_N$  векторный аналог (11):

$$\mathbf{H}\alpha_1 + \varepsilon = \mathbf{f}, \quad (12)$$

где  $\mathbf{f}$  — экспериментально измеряемый вектор размером  $N \times 1$ ,  $\mathbf{f}^T = \{f(z_1), \dots, f(z_N)\}$  (т — операция транспонирования),  $\varepsilon$  — вектор помехи, который считаем статистически независимым с  $\alpha_1^T = \{\alpha_1(z_0), \dots, \alpha_1(z_N)\}$ ,  $\mathbf{H}$  — прямоугольная матрица размером  $N \times (N+1)$ , произведение  $\mathbf{H}\alpha_1$  аппроксимирует первый член в (11). Элементы матрицы  $\mathbf{H}$  зависят от прогнозируемого значения  $\bar{\eta}_\alpha(z)$  согласно (6). Ошибки прогноза вызывают дополнительную к  $\varepsilon$  случайную погрешность в левой части (11), которая за счет интегрирования будет иметь меньший уровень, чем  $\varepsilon$ , при одинаковых вариациях  $\eta_\alpha$  и  $\eta_\beta$  вдоль трассы зондирования. Будем считать также, что погрешности измерения лидарных сигналов также содержатся в векторе  $\varepsilon$ , так что последний характеризует суммарную ошибку измерений и задания спектральных характеристик аэрозоля. Будем считать вектор  $\varepsilon$  нормальным с нулевым математическим ожиданием  $\mu_\varepsilon = 0$  и ковариационной матрицей  $\mathbf{V}_\varepsilon = \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{E}$ , где  $\sigma_\varepsilon^2$  — дисперсия помехи,  $\mathbf{E}$  — единичная матрица. Если априори известны статистические характеристики искомого вектора  $\alpha_1$ ,  $\mu_\alpha$  и  $\mathbf{V}_\alpha$ , то статистически регуляризованное решение (12) имеет вид [5]

$$\hat{\alpha}_1 = (\mathbf{H}\mathbf{H}^T + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{V}_\alpha^{-1})^{-1} (\mathbf{H}^T \mathbf{f} + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{V}_\alpha^{-1} \mu_\alpha). \quad (13)$$

В численном эксперименте, описанном ниже, проводилось сравнение информативности одно- и двухчастотного зондирования профилей коэффициента ослабления. В обоих случаях использовалась статистическая модель интерпретации (12) и оценка (13), считались известными  $\mu_\alpha, \mathbf{V}_\alpha$ . При одночастотном зондировании модель (12) являлась векторным аналогом уравнения

$$\ln \frac{\alpha(z)}{\alpha(z_0)} - 2 \int_{z_0}^z \alpha(z') dz' + \ln \frac{g(z)}{g(z_0)} = \ln \frac{s(z)}{s(z_0)}, \quad (14)$$

при этом аналогично (11) в качестве  $f(z)$  выступает правая часть (14), прямоугольная матрица  $\mathbf{H}$  размером  $N \times (N+1)$  зависит от  $\mu_\alpha$ , поскольку  $\mathbf{H}\alpha$  аппроксимирует первые два члена (14), причем первый из них линеаризуется в окрестности  $\mu_\alpha(z)$ , помеха  $\varepsilon(z) = \ln[g(z)/g(z_0)]$ . Дисперсия этой помехи  $\sigma_\varepsilon^2 = 2v_g^2$ , где  $v_g$  — коэффициент вариации лидарного отношения  $g(z)$  (считается, что пространственный радиус корреляции этого случайного процесса достаточно мал).

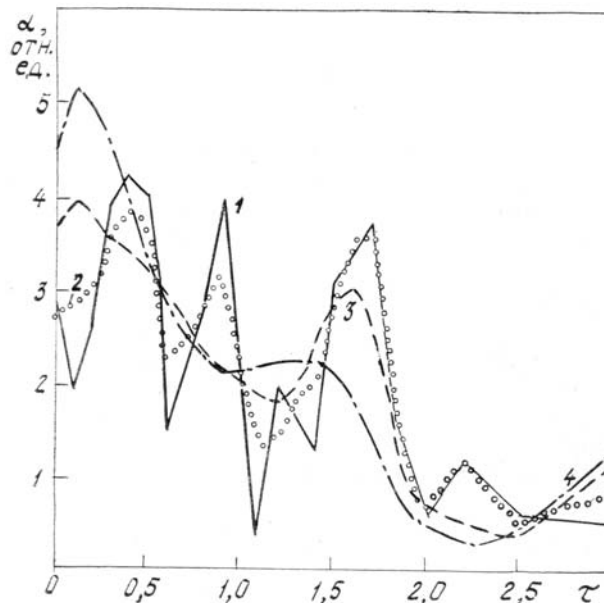
## Замкнутый численный эксперимент

Реализации профилей  $\alpha(z)$ ,  $\eta_\beta(z)$ ,  $\eta_\alpha(z)$  (для двухчастотного зондирования,  $\lambda_1 = 0,53$  мкм,  $\lambda_2 = 1,06$  мкм) и  $\alpha(z)$ ,  $g(z)$  (для одночастотного,  $\lambda_1 = 0,53$  мкм) моделировались на ЭВМ в виде нормально распределенных попарно независимых случайных векторов, размерностью  $N = 30$ . По каждой реализации рассчитывались правые части (11), (14), затем решалась обратная задача с использованием (13). По серии смоделированных векторов  $\alpha_i$  и полученных оценок  $\hat{\alpha}_i$ ,  $i = 1, \dots, n$  вычислялась

среднеквадратическая ошибка восстановления  $\Delta\alpha^j = \left[ \sum_{i=1}^n (\hat{\alpha}_i^j - \alpha_i^j)^2 / n \right]^{1/2}$ ,  $j = \overline{1, N}$ . Задавалась однородная

в среднем модель атмосферы, математические ожидания и дисперсии компонентов моделируемых векторов не зависели от расстояния  $z$ . Размерности  $\alpha$  и  $z$  выбирались таким образом, чтобы суммарная оптическая толщина трассы составляла  $\tau = 3$ . Ковариационные матрицы моделируемых векторов задавались в предположении экспоненциальной коррелированности соответствующих процессов с эффективным радиусом корреляции, составляющим  $0,1(z_N - z_0)$ . Коэффициент вариации случайного процесса  $\alpha(z)$  полагался равным  $v_\alpha = 0,3$ , коэффициенты вариации профилей  $\eta_\alpha(z)$  и  $\eta_\beta(z)$  — равными  $v_{\eta_\alpha} = v_{\eta_\beta} = 0,01; 0,05$  и  $0,2$  (такие же значения выбирались в одночастотном случае для  $v_g$ ). Средние значения  $\eta_\alpha$  и  $\eta_\beta$  были равны  $-1$ .

В качестве иллюстрации возможностей двухчастотного зондирования в рассматриваемой задаче приведен рисунок, на котором показаны одна из смоделированных реализаций  $\alpha(z)$  и результаты ее восстановления для трех значений  $v_\eta$  равных 1, 5 и 20%. Очевидно, что определение тонкой структуры профиля  $\alpha(z)$  требует весьма высоких точностей прогноза спектральных характеристик аэрозоля. В то же время интегральное значение коэффициента ослабления оценивается с хорошей точностью до больших оптических толщин трассы. В этом отношении двухчастотное зондирование дает явное преимущество по сравнению с одночастотным, которое при  $\tau > 2 \div 3$  практически неинформативно [1]. В табл. 1 и 2 приведены среднеквадратические ошибки восстановления  $\alpha(z)$  для сравниваемых методов, рассчитанные по  $n = 100$  реализациям моделируемых векторов при одинаковых уровнях помех (соответственно  $v_g$  и  $v_\eta$ ). Здесь иллюстрируется также чувствительность обоих методов к точности априорной информации о решении (в правой половине таблиц приводятся погрешности восстановления при ошибке  $\Delta\mu_\alpha$  задания профиля  $\mu_\alpha(z)$ , равной 20%).



Численный эксперимент по восстановлению профиля коэффициента ослабления для  $\lambda_1 = 0,53$  мкм,  $\lambda_2 = 1,06$  мкм,  $\eta_\alpha = \eta_\beta = -1$ . Здесь 1 — модельный; 2, 3, 4 — восстановленные профили при погрешности задания  $\eta_\alpha$  соответственно 1, 5, 20%

## Выводы

Анализ результатов моделирования, представленных в табл. 1 и 2, позволяет сделать ряд практических выводов. Во-первых, требования к точности прогноза спектральных характеристик аэрозоля весьма велики, и уже при  $v_\eta \approx 20\%$  задача определения профиля  $\alpha(z)$  по данным двухчастотного зондирования становится малоинформативной. При одинаковой точности прогноза использование апри-

орной информации о  $g(z)$  предпочтительнее, чем об  $\eta_\alpha(z)$  по крайней мере для не очень больших оптических толщ ( $\tau \lesssim 2$ ). Для достижения одной и той же точности восстановления  $\alpha(z)$  точность прогноза  $\eta_\alpha(z)$  должна быть приблизительно в 4÷5 раз выше, нежели  $g(z)$ . Именно в этом случае целесообразно использование двухчастотного зондирования в рассматриваемой задаче. В связи с этим актуальным является экспериментальное и численное исследование изменчивости этих характеристик в реальных атмосферно-оптических ситуациях. Во-вторых, точность восстановления  $\alpha(z)$  по двухчастотным данным мало зависит от оптической толщины зондируемого слоя, что является очевидным преимуществом перед одночастотным методом. И в-третьих, двухчастотный метод предъявляет гораздо меньшие требования к точности априорной информации о решении, чем одночастотный. В заключение отметим, что, как видно из (10), преимущества двухчастотного метода становятся наиболее ощутимыми при увеличении абсолютного значения  $\eta_\alpha$ , в частности при определении прозрачности в линиях поглощения атмосферных газов [2].

Таблица 1

Погрешность восстановления коэффициента ослабления при одночастотном зондировании, %

$\tau^j$	$\Delta\mu_\alpha = 0$			$\Delta\mu_\alpha = 20\%$		
	$\nu_g$					
	1%	5%	20%	1%	5%	20%
0	8,5	9,5	19	12	13	20
0,5	6,7	7,5	15	9,1	9,6	16
1,0	6,7	7,1	15	8,8	8,8	16
1,5	6,5	6,8	17	7,4	7,9	17
2,0	7,9	8,4	17	8,6	9,2	17
2,5	19	20	21	21	22	25
3,0	33	32	32	39	40	39

Таблица 2

Погрешность восстановления коэффициента ослабления при двухчастотном зондировании, %

$\tau^j$	$\Delta\mu_\alpha = 0$			$\Delta\mu_\alpha = 20\%$		
	$\nu_\eta$					
	1%	5%	20%	1%	5%	20%
0	12	21	32	12	21	33
0,5	7,6	16	29	7,6	16	29
1,0	9,1	16	27	9,1	16	27
1,5	8,6	16	25	8,6	16	25
2,0	9,4	17	27	9,4	17	27
2,5	11	16	24	11	16	25
3,0	12	21	30	12	22	32

1. Креков Г.М., Кавкьянов С.И., Крекова М.М. Интерпретация сигналов оптического зондирования атмосферы. Новосибирск: Наука. 1987. 173 с.
2. Зуев В.Е., Наац И.Э. Обратные задачи лазерного зондирования атмосферы. Новосибирск: Наука. 1982. 242 с.
3. Кавкьянов С.И., Креков Г.М., Чурагулов С.Р. Оптика атмосферы, 1988, т. 1, № 1. С. 134.
4. Креков Г.М., Рахимов Р.Ф. Оптико-локационная модель континентального аэрозоля. Новосибирск: Наука. 1982. 198 с.
5. Василенко Г.И. Теория восстановления сигналов. М.: Сов. радио. 1979. 272 с.

Институт оптики атмосферы  
СО АН СССР, Томск

Поступила в редакцию  
3 августа 1988 г.

S.I. Kavkyanov, S.R. Churagulov. **Restitution Procedure for Estimation of Atmospheric Transmittance from Double-Frequency Lidar Data.**

A restitution procedure for estimating the atmospheric transmittance and extinction coefficient from double-frequency laser sounding data is proposed. Analytical solutions to the lidar equation for the above parameters are derived using a priori given spectral characteristics of the atmospheric backscattering and extinction coefficients. Based on numerical simulations, the solution stability is examined and the information content provided by single- and double-frequency lidar observations for the problem at hand is compared.