

РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ КОМПЛЕКСИРОВАНИЯ ИЗМЕРЕНИЙ В СИСТЕМАХ ДИСТАНЦИОННОГО ЗОНДИРОВАНИЯ С УЧЕТОМ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ СВЯЗЕЙ

К.Н. Нежальская

(Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков)

Комплексная обработка измерений позволяет улучшить многие характеристики систем дистанционного зондирования. В данной работе проведен анализ точностных характеристик оценивания эффективного сечения рассеяния и радиояркостной температуры при комплексной обработке выходных сигналов радиометров и скаттерометров с учетом априорных сведений относительно динамики изменения параметров в виде корреляционных функций.

комплексирование, системы дистанционного зондирования, корреляционные связи

Введение. Комплексная обработка измерений позволяет повысить точность оценки параметров, помехозащищенность, надежность и другие характеристики систем дистанционного зондирования. Именно поэтому исследование комплексных измерений является актуальной и перспективной задачей. Анализ публикаций на эту тему показывает, что в настоящее время в большинстве случаев подход к комплексированию систем дистанционного зондирования носит чисто прикладной, практический характер [1 – 3]. Однако данные, полученные экспериментальным путем, зачастую неоднозначны и трудно интерпретируемы. Это можно объяснить многопараметрической зависимостью яркостной температуры и коэффициента рассеяния от степени шероховатости поверхности, вида растительного покрова, термодинамической температуры и т.д. Кроме того, эксперименты по дистанционному зондированию дорогостоящие и длительные по времени, поэтому анализ потенциальных возможностей комплексных систем, рекомендации по проведению экспериментов на уровне математического описания и моделирования являются важным этапом при решении задачи комплексирования.

В данной работе проведен анализ точностных характеристик оценивания эффективного сечения рассеяния и радиояркостной температуры при комплексной обработке выходных сигналов радиометров и скатте-

рометров. Причем комплексирование осуществляется на уровне вторичной обработки с учетом априорных сведений относительно динамики изменения параметров $\bar{\lambda}(t)$ в виде корреляционных функций.

Постановка задачи комплексирования. В общем случае задачу комплексирования можно решить, раскрывая последовательно критерий минимума среднего риска. Если измеряемый параметр является одним и тем же для всех измерителей, имеющих на своих выходах процессы $u_i(t)$, то при квадратичной функции потерь $r(\lambda, \hat{\lambda}) = (\lambda - \hat{\lambda})^2$ оценку параметра $\hat{\lambda}$ можно найти как условное среднее $\hat{\lambda} = \langle \lambda | u \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} \lambda \cdot p(\lambda | \bar{u}(t)) d\lambda$.

При симметричной апостериорной плотности вероятности $p(\lambda | \bar{u}(t))$ искомую оптимальную оценку параметра λ можно искать, непосредственно решая уравнение

$$p\{\lambda | \bar{u}(t)\} = \max \text{ или } \frac{dp\{\lambda | \bar{u}(t)\}}{d\lambda} = 0, \quad \bar{u}(t) = \|u_i(t)\|. \quad (1)$$

При существенной априорной неопределенности, когда

$$p\{\lambda | \bar{u}(t)\} = k \cdot p(\lambda) p\{\bar{u}(t) / \lambda\} \approx k_1 \cdot p\{\bar{u}(t) / \lambda\},$$

где k, k_1 – константы, комплексная оптимальная оценка параметра λ может быть найдена из уравнения

$$p\{\bar{u}(t) / \lambda\} = \max \text{ или } \frac{dp\{\bar{u}(t) / \lambda\}}{d\lambda} = 0. \quad (2)$$

Выигрыш здесь обеспечивается за счет дополнительного усреднения при наличии дополнительных измерителей. Усреднение в общем случае является весовым, если составляющие уравнения наблюдения, например, помехи отличаются спектрами, то есть поступают с различных измерителей в различных областях частот. В этом случае используются известные [4] схемы компенсации, фильтрации и др.

Рассмотрим простейший случай комплексирования оценок двух параметров $\bar{\lambda} = \|\lambda_1, \lambda_2\|$, связанных между собой корреляционной связью

$$r = \frac{\langle (\lambda_1 - m_1)(\lambda_2 - m_2) \rangle}{\sigma_1 \sigma_2},$$

где $\sigma_1^2 = \langle (\lambda_1 - m_1)^2 \rangle$, $\sigma_2^2 = \langle (\lambda_2 - m_2)^2 \rangle$ – дисперсии случайных величин λ .

При независимых наблюдениях $u_1(t)$ и $u_2(t)$ на выходах двух измерителей апостериорная плотность вероятности имеет вид [5]

$$p\{\bar{\lambda}/\bar{u}(t)\} = p\{\bar{\lambda}\}p\{\bar{u}(t)/\bar{\lambda}\} = p\{\lambda_1, \lambda_2\}p\{u_1(t)/\lambda_1\}p\{u_2(t)/\lambda_2\}. \quad (3)$$

При зависимых наблюдениях $u_1(t)$ и $u_2(t)$ также будет иметь место задача комплексирования, но несколько более сложного вида.

Пусть совместная плотность вероятности $p\{\lambda_1, \lambda_2\}$ имеет двумерный нормальный закон распределения

$$p\{\lambda_1, \lambda_2\} = k \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}\Delta\bar{\lambda}^T \underline{W}\Delta\bar{\lambda}\right\},$$

где $\underline{W} = \|\mathbf{W}_{ij}\| = \|\mathbf{R}_{ij}\|^{-1}$ – обратная корреляционная матрица; $\Delta\bar{\lambda}^T = \|\lambda_1 - m_1, \lambda_2 - m_2\|$; $k = 2\pi/\sqrt{\|\mathbf{R}_{ij}\|}$ не зависит от $\bar{\lambda}$;

$$\|\mathbf{R}_{ij}\|^{-1} = \begin{vmatrix} \langle \Delta\lambda_1^2 \rangle & \langle \Delta\lambda_1 \Delta\lambda_2 \rangle \\ \langle \Delta\lambda_2 \Delta\lambda_1 \rangle & \langle \Delta\lambda_2^2 \rangle \end{vmatrix}^{-1} = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & r\sigma_1\sigma_2 \\ r\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{vmatrix}^{-1} = \frac{1}{1-r^2} \begin{vmatrix} \frac{1}{\sigma_1^2} & -\frac{r}{\sigma_1\sigma_2} \\ -\frac{r}{\sigma_1\sigma_2} & \frac{1}{\sigma_2^2} \end{vmatrix}. \quad (4)$$

Функции правдоподобия $p(u_i/\lambda_i)$ в окрестности истинного значения λ_i при большом отношении сигнал/шум также можно описать нормальным законом распределения вероятностей

$$p\{u_i/\lambda_i\} = k \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(\hat{\lambda}_i - \lambda_i)^2}{\hat{\sigma}_i^2}\right\},$$

где $\hat{\lambda}_i$ – оценка максимального правдоподобия по выходным данным $u_i(t)$ i -го измерителя. Тогда

$$\begin{aligned} & p\{\lambda_1, \lambda_2/u_1(t), u_2(t)\} = \\ & = k \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^2)} \left(\frac{(\lambda_1 - m_1)^2}{\sigma_1^2} - 2r \frac{(\lambda_1 - m_1)(\lambda_2 - m_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(\lambda_2 - m_2)^2}{\sigma_2^2} \right) - \right. \\ & \quad \left. - \frac{1}{2} \frac{(\hat{\lambda}_1 - \lambda_1)^2}{\hat{\sigma}_1^2} - \frac{1}{2} \frac{(\hat{\lambda}_2 - \lambda_2)^2}{\hat{\sigma}_2^2} \right\}. \end{aligned} \quad (5)$$

Анализ результирующих оценок. Дисперсии результирующих оценок находим на главной диагонали матрицы $\|\Phi_{ij}\|^{-1}$, где:

$$\|\Phi_{ij}\| = -\left\| \frac{\partial^2 \ln p(\bar{\lambda}/\bar{u})}{\partial \lambda_i \partial \lambda_j} \right\|; \quad \sigma_{\lambda_1}^2 = \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 x) \cdot x}{\hat{\sigma}_2^2 \sigma_2^2 \Delta}; \quad \sigma_{\lambda_2}^2 = \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2 x) \cdot x}{\hat{\sigma}_1^2 \sigma_1^2 \Delta};$$

$$\Delta = \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2 x)(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 x)}{\sigma_1^2 \sigma_2^2 \hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_2^2} - \frac{1-x}{\sigma_1^2 \sigma_2^2}; \quad x = 1-r^2;$$

$$\sigma_{\lambda_1}^2 = \frac{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2(1-r^2))(1-r^2)}{\sigma_2^2 \hat{\sigma}_2^2} \right\}}{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2(1-r^2))}{\sigma_1^2 \hat{\sigma}_1^2} \cdot \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2(1-r^2))}{\sigma_2^2 \hat{\sigma}_2^2} - \frac{r^2}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \right\}} =$$

$$= \frac{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 x) \cdot x}{\sigma_2^2 \hat{\sigma}_2^2} \right\}}{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2 x)}{\sigma_1^2 \hat{\sigma}_1^2} \cdot \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 x)}{\sigma_2^2 \hat{\sigma}_2^2} - \frac{1-x}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \right\}}; \quad (6)$$

$$\sigma_{\lambda_2}^2 = \frac{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2 x) \cdot x}{\sigma_1^2 \hat{\sigma}_1^2} \right\}}{\left\{ \frac{(\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 x)}{\sigma_2^2 \hat{\sigma}_2^2} \cdot \frac{(\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2 x)}{\sigma_1^2 \hat{\sigma}_1^2} - \frac{1-x}{\sigma_2^2 \sigma_1^2} \right\}}. \quad (7)$$

Заметим, что при независимых измерениях, $r = 0$

$$\sigma_{\lambda_1}^2 = \frac{\hat{\sigma}_1^2 \sigma_1^2}{\hat{\sigma}_1^2 + \sigma_1^2}; \quad \sigma_{\lambda_2}^2 = \frac{\hat{\sigma}_2^2 \sigma_2^2}{\hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2}.$$

При $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_2^2 = 1$ $\sigma_{\lambda}^2 = \frac{1}{2}$.

При $r = 1$ $\sigma_{\lambda_1(2)}^2 = \frac{\sigma_{1(2)}^2 \hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_2^2}{\sigma_1^2 \hat{\sigma}_2^2 + \sigma_2^2 \hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_2^2}$.

В частности при $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ и $\hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_2^2 = \hat{\sigma}^2$ $\sigma_{\lambda}^2 = \frac{\sigma^2 \hat{\sigma}^2}{2\sigma^2 + \hat{\sigma}^2}$.

При существенной априорной неопределенности

$$\sigma^2 \gg \hat{\sigma}^2; \quad \sigma_{\lambda} = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{2}},$$

что соответствует двум опытам измерений одного и того же параметра λ . При n измерениях $\sigma_{\lambda} = \hat{\sigma}/\sqrt{n}$.

Графики зависимостей дисперсий результирующих оценок $\sigma_{\lambda_1}^2$ от величины коэффициента корреляции r , построенные в соответствии с (6), (7), при $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$, $\hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_2^2$ для различных отношений $v = \hat{\sigma}^2/\sigma^2$

показаны на рис. 1. Кривая 1 соответствует значению $\nu=0,1$; кривая 2 – $\nu=0,2$; 3 – $\nu=0,5$; 4 – $\nu=1$; 5 – $\nu=2$; 6 – $\nu=5$; 7 – $\nu=10$. Зависимость $\sigma_{\lambda_2}^2$ от коэффициента корреляции вследствие принятых условий ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$, $\hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_2^2$) будет вести себя аналогичным образом.

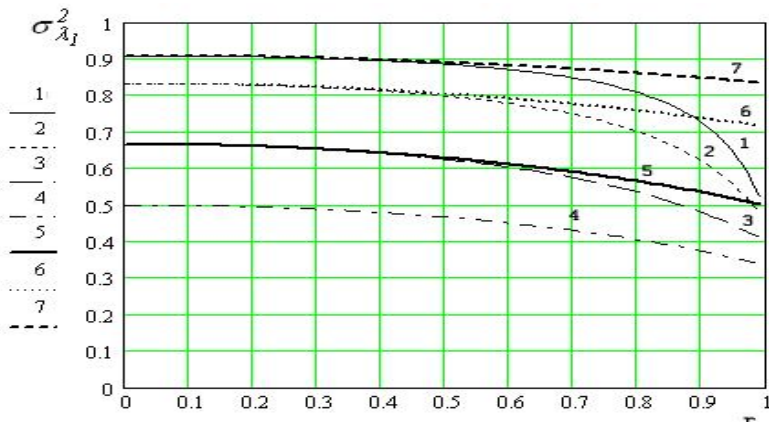


Рис. 1. Графики зависимостей дисперсий результирующих оценок от величины коэффициента корреляции

Оценки параметров с учетом корреляционной связи. Полученные данные можно использовать для анализа дисперсий результирующих оценок эффективного сечения рассеяния и радиояростной температуры с учетом их корреляционной связи, т.е. в (6), (7) учесть зависимость коэффициента корреляции от угла визирования $r(\theta)$ [5, 6] и построим зависимость $\sigma_{\lambda_1}^2$ от угла визирования θ . График зависимости

$\sigma_{\lambda_1}^2(\theta)$ для двухмасштабной поверхности при регистрации колебаний горизонтальной поляризации показан на рис. 2. Зависимости представлены для пяти типов поверхностей – снега (диэлектрическая проницаемость $\epsilon=1,2$, кривая 1), сухой почвы ($\epsilon=4$, кривая 2), кристаллической породы ($\epsilon=5$, кривая 3), влажной почвы ($\epsilon=20$, кривая 4) и воды ($\epsilon=80$, кривая 5). Параметры исследуемой поверхности следующие: среднеквадратическая высота неровностей 3×10^{-4} м; радиус корреляции неровностей 0,018 м; термодинамическая температура 300° К, среднеквадратическое отклонение (СКО) диэлектрической проницаемости 2,5; СКО углов визирования 2,5; СКО термодинамической температуры 5.

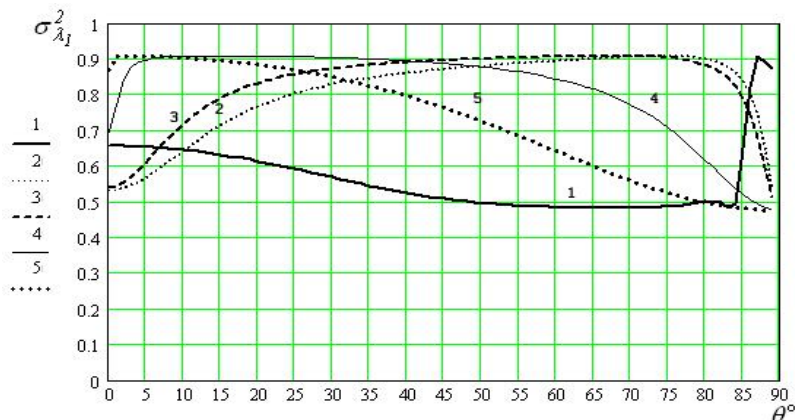


Рис. 2. Графики зависимостей дисперсий результирующих оценок от угла визирования при регистрации колебаний горизонтальной поляризации

На рис. 3 представлена зависимость дисперсий оценок параметра λ_1 от угла визирования при вертикальной поляризации для пяти типов поверхностей по аналогии с рис. 2.

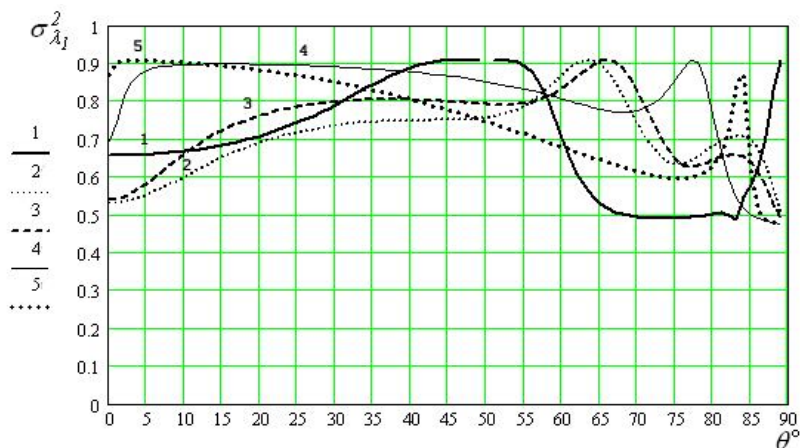


Рис. 3. Графики зависимостей дисперсий оценок параметра λ_1 от угла визирования при вертикальной поляризации

Выводы. Анализируя рис. 1 можно сказать, что с увеличением коэффициента корреляции дисперсии результирующих оценок плавно уменьшаются. Кривые, соответствующие отношению $\nu=0,1$ и $\nu=10$, совпадают до значения коэффициента корреляции $r \approx 0,4$, также наблюдается совпадение кривых при $\nu=0,2$, $\nu=5$ и при $\nu=0,5$, $\nu=2$. Причем, при $\nu < 1$ графики спадают более резко, чем при $\nu > 1$, т.е. измене-

ние коэффициента корреляции тем больше влияет на точность оценки, чем больше априорная неопределенность. Кроме того, при отсутствии априорных сведений погрешности оценки двух параметров λ_1, λ_2 при комплексировании измерений уменьшаются в $\sqrt{2}$ раз, а при аналогичных измерениях n параметров в \sqrt{n} раз.

Из рис. 2 и 3 видно, что при углах визирования $\theta \approx 0^\circ, 90^\circ$ дисперсии уменьшаются, принимая минимальные значения примерно равные 0,5. Углы визирования, при которых дисперсии минимальны, для сухой почвы и кристаллической породы $\theta \approx 0^\circ - 45^\circ$, для влажной почвы и воды $\theta \approx 45^\circ - 70^\circ$. Поведение зависимостей, построенных для снега ($\varepsilon = 1,2$) отличается от остальных, а при вертикальной поляризации наблюдается разрыв функции при $\theta \approx 50^\circ$. Полученные результаты дают возможность при комплексной обработке измерений систем дистанционного зондирования учесть корреляционные связи между радиояркостной температурой и эффективным сечением рассеяния.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Hallikainen M.T., Halme P., Takala M., Pulliainen J. Combined Active and Passive Microwave Remote Sensing of Snow in Finland // IEEE Transactions on geoscience and remote sensing. – 2003. – № 3. – P. 830-832.*
2. *Reagan J., Winker D. PICASSO-CENA: Combined Active-Passive Sensing from Space // IEEE Transactions on geoscience and remote sensing. – 1999. – № 6. – P. 240-242.*
3. *Angiulli M., Notarnicola C., Posa F., Pampaloni P. L-band active-passive and L-C-X-bands passive data for soil moisture retrieval, two different approaches in comparison // IEEE Transactions on geoscience and remote sensing. – 2004. – № 2. – P. 4492-4495.*
4. *Волосюк В.К., Фалькович С.Е. Фильтрация регулярных и случайных воздействий в динамических радиосистемах летательных аппаратов. – Х.: ХАИ, 1991. – 102 с.*
5. *Волосюк В.К. Комплексирование активных и пассивных радиолокационных систем дистанционного зондирования. – Х.: ХАИ, 2001. – 43 с.*
6. *Волосюк В.К., Лёвкина К.Н., Веласко Эррера В.М. Статистическая связь математических моделей яркостной температуры радиотеплового излучения и коэффициента отражения // Авиационно-космическая техника и технологии. – 2004. – № 6. – С. 65-69.*

Поступила 8.02.2006

Рецензент: доктор технических наук, профессор В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков.