

УДК 621.396.96:621.396.677

ИНФОРМАТИВНОСТЬ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИСТЕМ ЗОНДИРОВАНИЯ ЗЕМЛИ ИЗ КОСМОСА

А. И. Калмыков, Ю. А. Синицын, О. В. Сытник, В. Н. Цымбал

Предложен подход к оценке информативности радиолокационных изображений, полученных при дистанционном зондировании поверхности Земли из космоса. На основе априорной информации о статистических характеристиках подстилающей поверхности, а также наблюдаемых физических образований и времени их существования разработан критерий оценки эффективности различных систем дистанционного зондирования. Рассчитано потенциальное количество информации, которое возможно получить с помощью радиолокационных систем типа Seasat-A, SIR-A, SIR-B, Космос-1500, Скаттерометр в зависимости от характера решаемой задачи. Приведен сравнительный анализ информативности различных систем.

При дистанционном зондировании поверхности Земли с помощью различных панорамных радиолокационных систем возникает проблема оценки количества и качества получаемой информации и выбора на основе этой оценки режима работы системы, оптимального в смысле получения наиболее информативного снимка для анализа конкретного физического образования.

Проблема оценки информативности изображений, получаемых с помощью радиолокаторов с синтезированной апертурой (РСА) и радиолокаторов бокового обзора (РБО), исследовалась в ряде работ [1-4]. В частности, в работе [1] вводится информационная мера в виде «расстояния между статистическими гипотезами при распознавании физических образований». Такой метод эффективен при решении задач сравнения конкурирующих гипотез. Однако при сравнении информации, получаемой с различных, как правило, многоцелевых радиолокационных комплексов оказывается необходимым формировать относительно большое число гипотез, результаты сравнения которых, во-первых, не всегда адекватно и наглядно характеризуют работу сравниваемых систем, а во-вторых, не позволяют производить оперативное переключение режимов многофункциональных РЛС (из-за больших объемов вычислений). В-третьих, при анализе не учитывается статистика подстилающей поверхности, статистика размеров физических образований и время их существования в соотношении с потенциальными характеристиками локатора.

Оценка абсолютного значения статистической информации, которое может быть извлечено из одного разрешаемого пространственного элемента, как это предложено в работе [3], не характеризует качество и полезность этой информации при исследовании конкретных физических образований, а базируется лишь на априорной информации о статистике отражений от подстилающей поверхности. Например, высокое пространственное разрешение РСА при узкой полосе обзора не позволяет оперативно получать информацию о крупномасштабных и образованиях средних размеров (мезомасштабных). В то же время на изображениях, получаемых с помощью РБО со средним пространственным разрешением и широкой полосой обзора, хорошо видны различного рода мезомасштабные образования, а мелкомасштабные явления сглаживаются либо теряются вообще, хотя абсолютное количество статистической информации с элемента разрешения в соответствии с [3] и

для РСА и для РБО как в первом, так и во втором случае может иметь близкие значения.

Принципиально иной подход к оценке возможности интерпретировать изображения РЛС предложен в [4], где в качестве обобщенного показателя эффективности работы локатора используются значения так называемого разрешаемого объема, который представляется в виде произведения показателей разрешения по азимуту дальности и мощности наблюдаемого сигнала. При этом качество (информативность) I изображений выражается как $I = I_0 \exp(-V/V_c)$, где $V = \delta_\theta \delta_R \delta_p(N)$, δ_θ — показатель разрешения РЛС по азимуту; δ_R — показатель разрешения РЛС по дальности; $\delta_p(N)$ — показатель разрешения РЛС по мощности наблюдаемого сигнала; V_c — соответствующая характеристика наблюдаемого физического образования. Такой подход достаточно прост и нагляден, связывает некоторую количественную оценку потенциальных возможностей радиолокатора с физическими свойствами наблюдаемых образований на поверхности Земли.

Однако данный подход не позволяет учесть априорную статистическую информацию о характере подстилающей поверхности и наблюдаемых на ней физических явлений. Поэтому при оптимизации режимов работы различных РЛС, а также при проведении сравнительного анализа снимков, получаемых различными приборами, необходимо учитывать не только статистическую априорную информацию о подстилающей поверхности в пределах одного разрешаемого элемента, а также информацию со всей полосы обзора и качество (ценность) этой информации для конкретной решаемой задачи.

Согласно [5], полное среднее количество информации I в множестве P наблюдаемых на выходе детектора значений P мощности сигнала, рассеянного одним разрешаемым элементом относительно множества σ значений ЭПР σ элемента поверхности определяется как

$$I(P; \sigma) = \int_P \int_\sigma W(P, \sigma) \log \left[\frac{W(P/\sigma)}{W(P)} \right] dP d\sigma =$$

$$= \int_P \int_\sigma W(P, \sigma) \log W(P/\sigma) d\sigma dP - \int_P W(P) \log W(P) dP, \quad (1)$$

где первое слагаемое представляет собой условную энтропию P при условии σ , а второе — энтропию значений мощности сигнала на выходе детектора; $W(P)$ — плотность вероятности значений P ; $W(P/\sigma)$ — условная плотность вероятности значений P при условии σ ; $W(P, \sigma)$ — совместная плотность вероятности значений P, σ . Радиолокационное изображение несет в себе информацию о шероховатостях и структуре подстилающей поверхности, а ее количественная оценка в статистическом смысле есть то количество информации, которое получается на выходе канала: подстилающая поверхность — среда распространения сигнала — радиолокатор — устройство обработки сигнала. В этом смысле соотношение (1) описывает количество статистической информации, собираемой системой наблюдения с одного разрешаемого элемента поверхности.

Суммарное среднее количество информации I_Σ по площади S снимка определим как

$$I_\Sigma = \int_S \int I(P; \sigma) dS. \quad (2)$$

Качество информации (2), в соответствии с физическим характером задачи, можно описать с помощью безразмерных функций $C(S_{об}, S, \delta_s)$ и $C(\tau, T)$, характеризующих соотношения пространственных и временных масштабов изучаемых явлений и тактико-технических параметров РЛС:

$$I_\Sigma = \int_S \int C(S_{об}, S, \delta_s) \int_T C(\tau, T) I(P; \sigma) dT dS, \quad (3)$$

где $C(S_{об}, S, \delta_S) = 2[(1 - \exp(-m_S/\delta_S))/(1 + \exp(m_S/S))]$, $C(\tau, T) = 1 - \exp(-m_\tau/T)$, T — время обработки и передачи информации потребителю; m_τ — математическое ожидание времени τ существования физического образования; δ_S — площадь разрешаемого элемента; m_S — математическое ожидание площади $S_{об}$ физического образования.

Введение функций $C(S_{об}, S, \delta_S)$ и $C(\tau, T)$ необходимо для того, чтобы связать геометрические размеры исследуемых объектов с характеристиками РЛС — «инструмента» исследований, а также учесть старение информации, обусловленное конечным временем существования физического образования и скоростью передачи информации потребителю. Влияние введенных весовых функций рассмотрим на примерах.

В частности, если решается задача обнаружения урагана и измерения его пространственных координат (характерные линейные размеры образования составляя порядка 10—50 км) [6], то наиболее информативными будут снимки, полученные с помощью РБО, обладающего широкой полосой обзора (300—400 км) и средним пространственным разрешением (1—5 км), и высокой скоростью передачи информации потребителю (практически в реальном масштабе времени). Если же решается задача изучения тонкой структуры льдов (характерный размер образований порядка 10—100 м), то предпочтительными являются изображения, полученные с помощью локатора с более узкой по сравнению с предыдущим полосой обзора, но и более высоким пространственным разрешением (сотни метров), а также относительно высокой оперативностью обработки и передачи информации.

Аналогичные примеры можно привести и для задач, связанных с исследованием суши. Для получения изображений городов необходимо иметь пространственное разрешение порядка 10—15 м и полосу обзора в десятки километров, с другой стороны, при исследовании растительных покровов, почв и т. п. больших площадок информативность локатора должна быть выше при соответствующем согласовании характеристик локатора с наблюдаемыми физическими образованиями. При этом время задержки передачи информации потребителю может быть существенно больше, чем для задач по исследованию морских образований и ледовых покровов.

Эти соображения приводят к мысли о том, что критерий оптимальности режима работы системы обзора земной поверхности, обеспечивающий максимум информативности изображений для исследуемого физического явления, должен учитывать еще и априорную информацию о статистике наблюдаемых физических образований.

Для учета этой априорной информации представим суммарную информацию изображения как

$$I_\Sigma = \int_S \int_T C(S_{об}, S, \delta_S) \int_T C(\tau, T) I(P; \sigma; S_{об}) dT dS, \quad (4)$$

где $I(P; \sigma; S_{об})$ — полное среднее количество взаимной информации.

Функцию $I(P; \sigma; S_{об})$, входящую в (4), представим как

$$I(P; \sigma; S_{об}) = I(P; \sigma) + I(P; S_{об}/\sigma). \quad (5)$$

Подставляя (1) в (5) и раскрывая в соответствии с формулой Байеса [7] второе слагаемое, получим

$$I(P; \sigma; S_{об}) = - \int_P W(P) \log W(P) dP + \\ + \int_P \int_\sigma W(P; \sigma) \log W(P/\sigma) d\sigma dP + \quad (6)$$

$$+ \int_P \int_{\sigma} \int_{S_{06}} W(P; S_{06}/\sigma) \log \left[\frac{W(P/S_{06}\sigma)}{W(P/S_{06})} \right] dS_{06} d\sigma dP.$$

Входящие в выражение (6) модели вероятности взаимосвязей случайных величин P , σ , S_{06} можно упростить, если воспользоваться свойством условной независимости [7], которое состоит в том, что если истинное значение неопределенной величины σ известно и знание истинного значения неопределенной величины S_{06} не дает никакой дополнительной информации о неопределенной величине P , то неопределенные величины P и S_{06} называются условно независимыми при условии, что величина σ известна, тогда

$$W(P/S_{06}, \sigma) = W(P/\sigma), \quad (7)$$

с учетом (7) получим

$$W(P, S_{06}/\sigma) = W(P/S_{06}, \sigma) W(S_{06}/\sigma) = W(P/\sigma) W(S/\sigma). \quad (8)$$

Следует отметить также, что при выборе моделей вероятностей взаимосвязи случайных величин S_{06} и σ необходимо учитывать и характер решаемой задачи, т. е. если оценивается информативность изображений морской поверхности, где может наблюдаться явная статистическая зависимость размеров и характера физического образования с ЭПР поверхности, следует пользоваться условной моделью $W(S_{06}/\sigma)$, для изображений суши эта модель упрощается и сводится к безусловным $W(S_{06})$ и $W(\sigma)$.

На основе анализа снимков PCA Seasat-A, полученных для различных подстилающих поверхностей, а также данных работ [3, 4] примем следующие модели:

$$W(P/S) = \frac{P^{N-1} S_{06}^{-N} \exp(-PN/S_{06})}{\Gamma(N) N^{-N}}, \quad (9)$$

N — число некогерентно накапливаемых сигналов;

$$W(P/\sigma) = \frac{P^{N-1} \sigma^{-N} \exp(-PN/\sigma)}{\Gamma(N) N^{-N}}, \quad (10)$$

где

$$W(S_{06}) = \frac{C_W}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(S_{06} - m_S)^2}{2\sigma_S^2} \right], \quad (11)$$

σ_S^2 — дисперсия S_{06} ;

$$C_W = \left[\operatorname{erf} \left(\frac{b_1 - m_S}{\sigma_S} \right) - \operatorname{erf} \left(\frac{a_1 - m_S}{\sigma_S} \right) \right]^{-1}, \quad (12)$$

$$W(\sigma) = (\sigma_{\max} - \sigma_{\min})^{-1}.$$

Подставляя (10)–(12) в (8), а (8), (9) во второе слагаемое в выражении (6) и вычисляя соответствующие интегралы [8, 9], получим выражение для функции $I(P, S_{06}/\sigma)$, описывающей увеличение информации на изображении за счет учета априорной информации о статистике подстилающей поверхности:

$$I(P, S_{06}/\sigma) = \frac{C_W N^N}{\sigma_S \sqrt{2\pi} \Gamma(N)} \left\{ \frac{\Gamma(N-1) P_{\max} \sqrt{2\pi\sigma_S^2}}{N^{N-2}} \times \right. \\ \left. \times \exp \left(\frac{m_S}{2\sigma_S^2} \right) \left[\ln P_{\min} - \ln P_{\max} \right] - \frac{\exp(-m_S^2/2\sigma_S^2)}{N^{N-2}} \times \right.$$

$$\begin{aligned}
& \times \left[\frac{\sqrt{2\sigma_s^2} \ln(2\sigma_s^2)}{4} \Psi \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}; \frac{m_s^2}{2\sigma_s^2} \right) + \frac{\sqrt{2\sigma_s^2}}{4} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Psi(1/2+k)}{k!} \left(\frac{m_s^2}{2\sigma_s^2} \right)^k + \right. \\
& \left. + \frac{m_s}{2} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Psi(1+k)}{k!} \left(\frac{m_s^2}{2\sigma_s^2} \right)^k \right] \left[P_{\max} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - \frac{\sigma_{\max}}{P_{\max} N} \times \right. \\
& \times \gamma \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - P_{\max} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) + \frac{\sigma_{\min}}{P_{\max} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) - \\
& - P_{\min} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) + \frac{\sigma_{\max}}{P_{\min} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) \left. + P_{\min} \gamma \left(N-1, \right. \right. \\
& \left. \left. \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) - \frac{\sigma_{\min}}{P_{\min} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) \right] + \frac{\sqrt{2\pi} \sigma_s^2}{2N^{N-1}} \operatorname{erfc} \left(-\frac{m_s}{\sqrt{2\sigma_s^2}} \right) \times \\
& \quad (13) \\
& \times \left[P_{\max} \gamma \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - \frac{\sigma_{\max}}{P_{\max} N} \gamma \left(N+1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - P_{\max} \gamma \times \right. \\
& \times \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) + \frac{\sigma_{\min}}{P_{\max} N} \gamma \left(N+1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) - P_{\min} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) \left. + \right. \\
& \left. + \frac{\sigma_{\max}}{P_{\min} N} \gamma \left(N+1, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) \right. + P_{\min} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) - \frac{\sigma_{\min}}{P_{\min} N} \times \\
& \times \gamma \left(N+1, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) \left. \right] - N^{-N+3} \left[P_{\max} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - \frac{\sigma_{\max}}{P_{\max} N} \times \right. \\
& \times \gamma \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\max}} \right) - P_{\max} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) + \frac{\sigma_{\min}}{P_{\max} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\max} N}{\sigma_{\min}} \right) - \\
& - P_{\min} \gamma \left(N-1, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) + \frac{\sigma_{\max}}{P_{\min} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\max}} \right) \left. + P_{\min} \gamma \times \right. \\
& \left. \times \left(N-1, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) - \frac{\sigma_{\min}}{P_{\min} N} \gamma \left(N, \frac{P_{\min} N}{\sigma_{\min}} \right) \right] \left. \right],
\end{aligned}$$

где $\operatorname{erfc}(X) = 1 - \operatorname{erf}(X) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_X^{\infty} e^{-t^2} dt$ — дополнительный интеграл вероятностей; $\Psi(Z) = [\ln \Gamma(Z)]'_Z$ — пси-функция; $\Psi(a, b; Z)$ — вырожденная гипергеометрическая функция; $\gamma(\alpha, X) = \Gamma(\alpha) - \Gamma(\alpha, X) = - \int_0^X t^{\alpha-1} e^{-t} dt$ — неполная гамма-функция.

Для иллюстрации эффективности предлагаемого критерия проведено сравнение информативности некоторых испытанных радиолокационных систем обзора земной поверхности при различных соотношениях площадей физических образований и потенциальных характеристик локаторов, а также рассчитана потенциальная информативность изображений в зависимости от избыточности наблюдений и характеристик подстилающей поверхности (рис. 1).

При сравнительном анализе использовались следующие системы обзора земной поверхности: PCA Seasat-A, SIR-A, SIR-B, РБО типа «Космос-1500», Скаттерометр. Графики зависимостей рис. 1 получены для оптимального соотношения для каждой системы наблюдения $S_{06}/S \approx 1$.

Характер зависимостей $I_{\Sigma}(N)/D_{\text{эпр}} = \text{const}$ соответствует характеру зависимостей, полученных в работе [3], расхождение в абсолютных значениях I_{Σ} обусловлено тем, что в [3] рассчитаны зависимости количества информации одного разрешаемого элемента от числа некогерентно накапливаемых импульсов (первое слагаемое в (5)), а в настоящей работе произведен расчет суммарной информации по всей площади изображения (см. (4) с учетом (13))

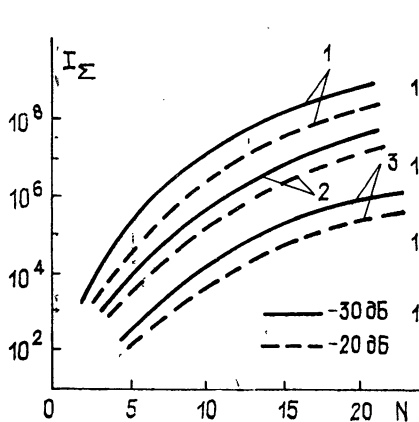


Рис. 1.

Рис. 1. 1 — Seasat-A; 2 — SIR-A; 3 — Космос-1500.

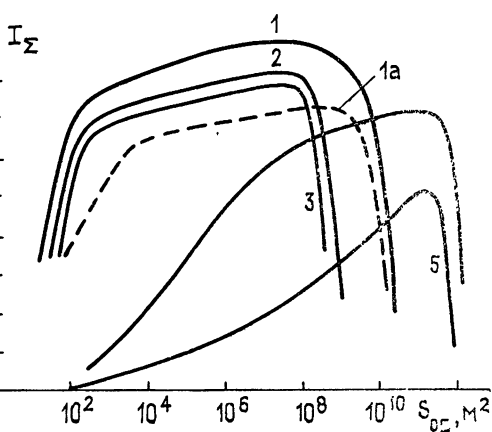


Рис. 2.

Рис. 2. 1 — Seasat-A (при $m_{\tau} = \infty$); 1a — Seasat-A (при $m_{\tau} = 3$ ч); 2 — SIR-A; 3 — SIR-B; 4 — РБО типа Космос-1500; 5 — Скаттерометр.

Зависимости, приведенные на рис. 2, свидетельствуют о высокой информативности систем Seasat-A, SIR-A, SIR-B при исследовании мелкомасштабных физических образований с характерными размерами до 1—10 км. С увеличением размеров физических образований до 50—200 км информативность этих систем резко падает, что объясняется превышением площади $S_{\text{об}}$ площади S снимка и частичной потерей информации о явлении в целом. Локаторы типа РБО Космос-1500 и Скаттерометр оказываются более информативными по отношению к системе РСА типа Seasat-A, SIR-A, SIR-B при размерах образований порядка 200—500 км, а также за счет организации обработки сигналов непосредственно на борту носителя и возможности оперативной передачи изображений потребителю. Информативность РБО снижается при уменьшении размеров физических образований, что обусловлено потерей информации за счет низких по сравнению с РСА потенциальных характеристик по пространственному разрешению. В табл. 1 приведены значения потенциально достижимой информативности снимков при оптимальном соотношении полосы обзора и размеров физических образований для сравниваемых систем. Здесь под оптимальным соотношением $S_{\text{об}}/S$ понимается такое отношение, когда площадь наблюдаемого физического образования $S_{\text{об}}$ занимает около 75% площади всего снимка S .

В табл. 2 приведены значения потенциально достижимой информативности изображений различных радиолокаторов обзора земной поверхности с учетом времени обработки, характерного времени существования и размеров наблюдаемых физических образований. Расчеты по системам Seasat-A, SIR-A, SIR-B проводились по данным, приведенным в работах [8, 10, 11].

Анализ результатов расчетов, приведенных в табл. 1, 2, свидетельствует, что для наблюдения структур поверхности суши и мелкомасштабных образований на поверхности моря (например сликов) наиболее информативными являются системы типа РСА. При этом информативность РБО для наблюдения образований суши ($m_{\tau} \rightarrow \infty$, $l_{\text{обр}} \sim 10^2$) крайне низка.

Таблица 1

Сравнительные характеристики информативности изображений при оптимальном соотношении $S_{об}/S$ для каждого из сравниваемых локаторов и различном динамическом диапазоне отражений от подстилающей поверхности

Объект исследования	Динамический диапазон ЭПР, дБ	Seasat-A	SIR-A	SIR-B	РБО типа Космос-1500	Скаттерометр
		I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}
Суша	30	$0,132 \cdot 10^9$	$0,126 \cdot 10^8$	$0,186 \cdot 10^7$	$146 \cdot 10^7$	$0,169 \cdot 10^4$
Вода	20	$0,978 \cdot 10^8$	$0,955 \cdot 10^7$	$0,141 \cdot 10^7$	$0,764 \cdot 10^6$	$0,117 \cdot 10^4$
Лед	10	$0,657 \cdot 10^8$	$0,642 \cdot 10^7$	$0,944 \cdot 10^6$	$0,632 \cdot 10^6$	$0,881 \cdot 10^3$

Таблица 2

Сравнительные характеристики информативности изображений при различных размерах и времени существования исследуемых физических образований

Линейный размер образования, м	Характерное время существования	Seasat-A	SIR-A	SIR-B	РБО типа Космос-1500	Скаттерометр
		$I=42$ ч	$I=8$ ч	$I=8$ ч	$I=10$ мин	
		I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}	I_{Σ}
10^2	∞	$0,675 \cdot 10^5$	$0,371 \cdot 10^5$	$0,831 \cdot 10^4$	$0,97 \cdot 10^{-1}$	0
10^3	1	$0,702 \cdot 10^8$	$0,113 \cdot 10^4$	$0,163 \cdot 10^3$	$0,481 \cdot 10^3$	$0,113 \cdot 10^{-1}$
10^4	3	$0,806 \cdot 10^4$	$0,804 \cdot 10^5$	$0,663 \cdot 10^5$	$0,632 \cdot 10^5$	$0,589 \cdot 10^2$
10^5	10	$0,134 \cdot 10$	0,806	0,012	$0,76 \cdot 10^6$	$0,107 \cdot 10^4$

При решении морских и ледовых задач существенную роль в оценке информативности играют пространственные масштабы, как и соотношение времени обработки (времени получения информации потребителями) и характерного времени существования исследуемых образований. Так, например, для наблюдения образований с характерным размером порядка 10—20 км по абсолютной информативности PCA Seasat-A существенно превосходит PCA типа SIR-A, SIR-B и РБО типа Космос-1500. Однако учет оперативности обработки и доставки информации потребителям и времени существования физического образования приводит к тому, что PCA SIR-A, SIR-B и РБО типа Космос-1500 оказываются более информативными, чем Seasat-A. Для образований с размерами порядка 20—100 км, в частности ураганов, зон штормов и др., с характерным временем существования 3—5 часов РБО типа Космос-1500 существенно превосходит по информативности PCA Seasat-A, SIR-A, SIR-B.

Таким образом, для получения максимальной информативности радиолокационных данных дистанционного зондирования тактико-технические параметры РЛС должны выбираться с учетом решаемых задач и статистических характеристик изучаемых поверхностей. Так, если необходимо исследовать динамические процессы таяния и подвижки льдов,

изучать состояние покровов суши (растительные покровы, почвы), требуется объединить возможности радиолокатора с широкой полосой обзора типа РБО ИСЗ Космос-1500 и радиолокатора с синтезированной апертурой типа SIR с высоким разрешением при оперативной обработке и передачи информации этих радиолокационных систем потребителям.

ЛИТЕРАТУРА

1. Дрaбкин М. О., Сергунин С. М. // Труды Гос. науч.-исслед. центра изучения природных ресурсов: — Л. Гидрометеонздат, 1984. Вып. 18. С. 12.
2. Лобыцын В. В., Ломоносов Ю. И., Переслегин С. В. // Океанология. 1986. Т. 31. № 3. С. 521.
3. Frost V. S., Shanmugan K. S. // IEEE Trans.: V. AES-19. 1983. № 4. P. 768.
4. Moore R. K. // IEEE Trans.: V. AES-15, 1979. № 5. P. 697.
5. Голдман С. Теория информации: Пер. с англ. / Под ред. Фурдуева В. В. — М.: ИЛ, 1957. — 446 с.
6. Калмыков А. И., Ефимов В. Б., Кавелин С. С. и др. // Исследование Земли из космоса. 1984. № 5. С. 84.
7. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. — М.: Сов. радио, 1975. Т. 2. — 392 с.
8. Прудников А. П., Брычков Ю. А., Маричев О. И. Интегралы и ряды. — М.: Наука, 1983. — 752 с.
9. Прудников А. П., Брычков Ю. А., Маричев О. И. Интегралы и ряды. Специальные функции. — М.: Наука, 1984. — 653 с.
10. Shuttle Imaging Radar-C — Science Plan JPL Publication 86-29 — Jet NASA Propulsion Lab., California, 1986.
11. Johnson J. W., Williams L. A., Bracalente E. M. et al. // IEEE Journ. Oceanic Engineering 1980. V. OE-5. № 2 P. 138.

Институт радиофизики и электроники
АН УССР

Поступила в редакцию
5 января 1988 г.

INFORMATIVITY OF REMOTE SENSING RADAR SYSTEMS

A. I. Kalmykov, [Yu. A. Sinitsyn], O. V. Sytnik, V. N. Tsymbal

An approach has been suggested concerning estimation of informativity of Earth surface radar images obtained from space with remote sensing systems. Using a priori information on the statistics of the surface, the observed physical properties of the scatterer, the lifetimes of the statistical inhomogeneities a criterium has been proposed to estimate the efficiency of various systems of the remote sensing. A possible informativity volume is calculated which can be obtained with the radar systems of Seasat-A, SIR-A, SIR-B, «Cosmos-1500», and scatterometer types depending on characteristics of the solved problem. A comparison is given of informativities of various systems.
